

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA  
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANCÍ

Vliv inflace na výnosy akciového trhu

Impact of Inflation on Stock Market Returns

Student:

Bc. Veronika Mariaková

Vedoucí diplomové práce:

prof. Ing. Lumír Kulhánek, CSc.

Ostrava 2015

## Zadání diplomové práce

Student:

**Bc. Veronika Mariaková**

Studijní program:

N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor:

6202T010 Finance

Téma:

Vliv inflace na výnosy akciového trhu  
Impact of Inflation on Stock Market Returns

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
2. Charakteristika akciového trhu a inflace
3. Využití modelů vektorové autoregrese ve financích
4. Modelování vlivu inflace na výnosy akciového indexu
5. Závěr

Seznam použité literatury

Seznam zkratk

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Seznam příloh

Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. vyd. Praha: Ekopress, 2014. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.

MISHKIN, Frederic S. *The economics of money, banking and financial markets*. 10th ed. Boston: Pearson, 2013. 622 s. ISBN 01-327-7024-5.


VESELÁ, Jitka. *Investování na kapitálových trzích*. 2. vyd. Praha: Wolters Kluwer, 2011. 789 s. ISBN 978-80-7357-647-9.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.


Vedoucí diplomové práce: **prof. Ing. Lumír Kulhánek, CSc.**

Datum zadání: 21.11.2014

Datum odevzdání: 25.04.2015

  
Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.  
vedoucí katedry



  
prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová  
děkanka fakulty

Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.

V Ostravě dne 25. dubna 2015



.....  
Bc. Veronika Mariaková

## **OBSAH**

|          |  |           |
|----------|--|-----------|
| <b>1</b> | <b>ÚVOD .....</b>  | <b>3</b>  |
| <b>2</b> | <b>CHARAKTERISTIKA AKCIOVÉHO TRHU A INFLÁCIE.....</b>          | <b>7</b>  |
| 2.1      | Inflácia .....   | 7         |
| 2.1.1    | Meranie cenovej hladiny a cenové indexy .....                  | 7         |
| 2.1.2    | Miera inflácie .....   | 8         |
| 2.1.3    | Miera inflácie v Nemecku .....                                 | 9         |
| 2.2      | Akciový trh .....  | 9         |
| 2.3      | Burza cenných papierov .....                                   | 12        |
| 2.4      | Burzový index.....   | 13        |
| 2.5      | Frankfurtská burza cenných papierov .....                      | 15        |
| 2.5.1    | História burzovníctva v Nemecku .....                          | 15        |
| 2.5.2    | Štruktúra Frankfurtskej burzy .....                            | 16        |
| 2.5.3    | Akciové indexy v Nemecku .....                                 | 17        |
| 2.6      | Faktory pôsobiace na kurzy akcií .....                         | 19        |
| 2.6.1    | Reálny výstup ekonomiky .....                                  | 21        |
| 2.6.2    | Fiškálna politika .....  | 21        |
| 2.6.3    | Úrokové sadzby .....   | 22        |
| 2.6.4    | Peňažná ponuka .....   | 22        |
| 2.6.5    | Medzinárodný pohyb kapitálu.....                               | 23        |
| 2.6.6    | Ekonomické a politické šoky .....                              | 23        |
| 2.7      | Vplyv inflácie na kurzy akcií.....                             | 23        |
| 2.7.1    | Príčiny inverzného vzťahu medzi infláciou a kurzami akcií..... | 25        |
| 2.7.2    | Akcie ako štít proti inflácii - realie.....                    | 28        |
| <b>3</b> | <b>VYUŽITIE MODELOV VEKTOROVEJ AUTOREGRESIE VO FINANCIÁCH</b>  | <b>30</b> |
| 3.1      | Modely vektorovej autoregresie .....                           | 30        |
| 3.2      | Testovanie stacionarity .....                                  | 33        |

|          |   |           |
|----------|---|-----------|
| 3.2.1    | Dickey-Fuller test .....                                      | 35        |
| 3.2.2    | Rozšírený Dickey-Fuller test.....                             | 36        |
| 3.2.3    | Phillips-Perron test .....                                    | 37        |
| 3.3      | Kointegrácia.....   | 37        |
| 3.3.1    | Testovanie kointegrácie Engle-Granger testom .....            | 38        |
| 3.3.2    | Testovanie kointegrácie Johansenovým testom .....             | 39        |
| 3.4      | Vektorový model korekcie chyby.....                           | 41        |
| 3.5      | Odozva na impulz a rozklad rozptylu .....                     | 42        |
| <b>4</b> | <b>MODELOVANIE VPLYVU INFLÁCIE NA VÝNOSY AKCIOVÉHO INDEXU</b> | <b>44</b> |
| 4.1      | Vstupné dáta .....  | 44        |
| 4.1.1    | Vývoj nemeckého akciového indexu .....                        | 45        |
| 4.1.2    | Vývoj indexu spotrebiteľských cien.....                       | 47        |
| 4.2      | Testy stacionarity.....                                       | 49        |
| 4.2.1    | Testovanie stacionarity LDAX.....                             | 49        |
| 4.2.2    | Testovanie stacionarity LCPI .....                            | 51        |
| 4.3      | Testovanie kointegrácie .....                                 | 52        |
| 4.4      | Vektorový model korekcie chyby.....                           | 54        |
| 4.5      | Odozva na impulz a rozklad rozptylu .....                     | 58        |
| 4.6      | Zhodnotenie výsledkov.....                                    | 60        |
| <b>5</b> | <b>ZÁVER.....</b>   | <b>63</b> |
|          | <b>ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY .....</b>                       | <b>65</b> |
|          | <b>ZOZNAM SKRATIEK.....</b>                                   | <b>68</b> |
|          | <b>PREHLÁSENIE O VYUŽITÍ VÝSLEDKOV DIPLOMOVEJ PRÁCE</b>       |           |
|          | <b>ZOZNAM PRÍLOH</b>  |           |
|          | <b>PRÍLOHY</b>  |           |

# 1 Úvod

Medzi najčastejšie sledované informácie na finančnom trhu patria tie, ktoré sa zaoberajú pohybom akciových kurzov. Dôležité však je nielen sledovať vývoj akciových kurzov, ale aj skúmať faktory, ktoré ich ovplyvňujú. Medzi faktory vplyvajúce na kurzy akcií patrí aj inflácia.

Práve vzťah medzi akciovými kurzami a infláciou bol v posledných desaťročiach podrobený rozsiahlemu výskumu. Veselá (2011), uvádza výsledky štúdie Elyho a Robinsona z roku 1991. Na základe výsledkov tejto štúdie autori hodnotia vzťah medzi vývojom inflácie a pohybom akciových kurzov ako negatívny. Vzostup inflácie môže byť nasledovaný poklesom akciových kurzov a naopak. Podstata tejto štúdie spočívala v analýze hodnôt korelačných koeficientov nameraných medzi vývojom inflácie a pohybom akciových kurzov.

V súčasnosti existujú sofistikovanejšie metódy skúmania vzájomných vzťahov. Jednou z týchto metód je vektorový model korekcie chyby. Tento model slúži na modelovanie krátkodobých aj dlhodobých vzťahov medzi časovými radami. Zavedenie vektorového modelu korekcie chyby je úzko späté s kointegráciou. Prostredníctvom kointegrácie je možné medzi časovými radami potvrdiť existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu.

Cieľom diplomovej práce je určiť vplyv miery inflácie na výnosy nemeckého akciového trhu. Dáta sú analyzované za obdobie od prvého kvartálu 1993 do štvrtého kvartálu 2014. Modelovanie je prevedené prostredníctvom vektorového modelu korekcie chyby.

Práca je rozdelená do piatich kapitol, z toho prvú tvorí úvod a poslednou kapitolou je záver. V druhej kapitole je stručne charakterizovaná inflácia a spôsob jej merania. Ďalej je popísaný akciový trh, podstata burzových indexov a Frankfurtská burza cenných papierov. Veľká časť kapitoly je venovaná vzťahu medzi vývojom akciového kurzu a makroekonomickými veličinami. Podrobnejšie je popísaný vzťah s infláciou.

Tretia kapitola charakterizuje model vektorovej autoregresie a jednotlivé testy stacionarity časových rad. Ďalej objasňuje princíp kointegrácie a vektorový model korekcie chyby. Kapitola štvrtá obsahuje samotnú analýzu vzťahu medzi mierou inflácie a výnosmi akciového indexu, v závere kapitoly sú zhodnotené výsledky.

Pri písaní práce sú využité predovšetkým poznatky z odbornej literatúry, ktorá sa zaoberá jednak oblasťou akciových trhov, jednak oblasťou finančnej ekonometrie a analýzou

viacrozmerných časových radov. Dôležitým zdrojom sú tiež internetové stránky štatistických portálov a rôzne vedecké články.

## 2 Charakteristika akciového trhu a inflácie

Táto kapitola je zameraná na problematiku inflácie a akciových trhov. Najskôr je stručne charakterizovaná inflácia a spôsob jej merania. Spomenutý je tiež spôsob merania inflácie v Nemecku. Ďalej kapitola obsahuje popis akciového trhu a burzových indexov. Priblížená je tu Frankfurtská burza cenných papierov. Veľká časť kapitoly je venovaná vzťahu medzi vývojom akciového kurzu a makroekonomickými veličinami. Podrobnejšie je popísaný vzťah s infláciou.

### 2.1 Inflácia

Infláciu definuje Jurečka a kol. (2011), ako zvyšovanie cenovej hladiny, ktoré má za následok znižovanie kúpnej sily peňazí. Jedná sa o vzostup priemernej cenovej úrovne v národnom hospodárstve.

#### 2.1.1 Meranie cenovej hladiny a cenové indexy

K meraniu cenovej hladiny sú využívané cenové indexy. Cenové indexy predstavujú vážené priemery jednotlivých cien, kde je váha ceny každej komodity daná jej ekonomickým významom. Medzi najčastejšie využívané cenové indexy patrí index spotrebiteľských cien a implicitný cenový deflátor.

**Index spotrebiteľských cien** (CPI, Consumer price index) je najpoužívanejším cenovým indexom. Tento index odráža zmenu cien výrobkov a služieb, ktoré nakupujú domácnosti. CPI meria vývoj cenovej hladiny, porovnáva náklady na nákup typického spotrebného koša výrobkov a služieb v dvoch porovnávaných obdobiach. Každý reprezentant má v spotrebnom koši svoju váhu, ktorá je určená ako podiel výdajov za určitý statok v základnom období na celkových výdajoch domácnosti v základnom období.

Výpočet prebieha prostredníctvom **Laspeyresovho indexu** cien. K vzostupu cenovej hladiny dochádza ak je výsledná hodnota indexu vyššia ako sto. Jurečka a kol. (2011) uvádzajú nasledujúci vzorec výpočtu indexu spotrebiteľských cien:

$$CPI_T = \sum_{i=1}^N \frac{P_{iT} \cdot Q_{iZ}}{P_{iZ} \cdot Q_{iZ}} \cdot 100, \quad (2.1)$$

|     |          |   |
|-----|----------|---|
| kde | $P_{iT}$ | cena $i$ -tej zložky indexu v bežnom období,        |
|     | $P_{iZ}$ | cena $i$ -tej zložky indexu v základnom období,     |
|     | $Q_{iZ}$ | množstvo $i$ -tej zložky indexu v základnom období, |



$N$  počet zložiek indexu.

Laspeyresov index však do určitej miery nadhodnocuje cenový rast, lebo nezohľadňuje proces substitúcie drahších statkov za statky lacnejšie. Tento nedostatok čiastočne odstraňuje **Paascheho index**, ktorý zohľadňuje aktualizované váhy spotrebných statkov. Vzorec pre výpočet Paascheho indexu je nasledujúci:

$$CPI_T = \sum_{i=1}^N \frac{P_{iT} \cdot Q_{iT}}{P_{iZ} \cdot Q_{iT}} \cdot 100, \quad (2.2)$$

kde  $Q_{iT}$  množstvo  $i$ -tej zložky indexu v bežnom období.

Z dôvodu náročnosti a nákladnosti neustáleho aktualizovania spotrebného koša sa v praxi väčšinou využíva Laspeyresov index.

**Harmonizovaný index spotrebiteľských cien** (HICP, Harmonised Index of Consumer Prices) je zostavovaný pre medzinárodné porovnania inflácie prostredníctvom spotrebiteľských cien. Európska centrálna banka určuje cenovú stabilitu na základe ročnej miery zmeny harmonizovaných indexov spotrebiteľských cien v eurozóne. HICP je zostavovaný na základe harmonizovaných štandardov, ktoré sú záväzné pre všetky členské štáty Európskej únie. HICP koncepcne zodpovedá cenovému indexu Laspeyresovho typu.

**Implicitný cenový deflátor** (IPD, Implicit Price Deflator) vyjadruje pomer nominálneho a reálneho hrubého domáceho produktu. Kôš v tomto prípade zachytáva všetky statky a služby, ktoré sú v produkte ekonomiky zastúpené.

**Cenový index výrobcov** (PPI, Producer Price Index) meria vývoj cien vstupov do výroby a slúži predovšetkým k prognózovaniu inflácie. Existuje predpoklad, že s určitým oneskorením sa vývoj cien výrobcov postupne premietne do vývoja cien finálnych statkov.

### 2.1.2 Miera inflácie

Miera inflácie je percentuálna zmena cenového indexu za určité obdobie. Ak použije k výpočtu miery inflácie index spotrebiteľských cien bude vzorec, podľa Jurečku a kol. (2010), nasledujúci:

$$miera\ inflácie = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \cdot 100. \quad (2.3)$$

Ročnú mieru inflácie možno pomocou CPI vyjadriť ako bodovú ročnú mieru, kde je sledovaná zmena cenovej hladiny v rámci dvanásť mesačného obdobia a to vždy k určitému mesiacu. Priemerná ročná miera inflácie vyjadruje vzťah priemernej cenovej hladiny za sledovaných dvanásť mesiacov k priemeru za predchádzajúcich dvanásť mesiacov.

### 2.1.3 Miera inflácie v Nemecku

Výpočet miery inflácie v Nemecku prebieha prostredníctvom Laspeyresovho indexu cien. Kôš komodít v Nemecku tvorí od roku 2010 celkom 750 položiek. Každá zložka indexu má svoju váhu, ktorá vyjadruje podiel v tomto koši. K prepočítavaniu váhového systému a stanovovaniu nových váh pre každý tovar spotrebného koša dochádza v intervale piatich rokov, čím dochádza i k stanoveniu nového základného obdobia. Váhy jednotlivých zložiek CPI v Nemecku v rokoch 1995, 2000, 2005 a 2010 znázorňuje Tab. 2.1. Výpočet indexu spotrebiteľských cien vykonáva v mesačných intervaloch nemecký štatistický úrad.

Tab. 2.1 Zloženie spotrebného koša v Nemecku

| Zložka                                  | 1995   | 2000   | 2005   | 2010   |
|---|--------|--------|--------|--------|
| <b>Potraviny a nealkoholické nápoje</b> | 13,10% | 10,30% | 10,40% | 10,30% |
| <b>Alkoholické nápoje a tabák</b>       | 4,20%  | 3,70%  | 3,90%  | 3,80%  |
| <b>Oblečenie a obuv</b>                 | 6,90%  | 5,50%  | 4,90%  | 4,50%  |
| <b>Bývanie, voda, energie a palivá</b>  | 27,50% | 30,20% | 30,80% | 31,70% |
| <b>Zariadenie domácností a bytové</b>   | 7,10%  | 6,90%  | 5,60%  | 5,00%  |
| <b>Zdravie</b>                          | 3,40%  | 3,50%  | 4,00%  | 4,40%  |
| <b>Doprava</b>                          | 13,90% | 13,90% | 13,20% | 13,50% |
| <b>Pošty a telekomunikácie</b>          | 2,30%  | 2,50%  | 3,10%  | 3,00%  |
| <b>Rekreácia a kultúra</b>              | 10,40% | 11,00% | 11,60% | 11,50% |
| <b>Vzdelávanie</b>                      | 0,70%  | 0,70%  | 0,70%  | 0,90%  |
| <b>Stravovanie a ubytovanie</b>         | 4,10%  | 4,70%  | 4,40%  | 4,50%  |
| <b>Ostatné výrobky a služby</b>         | 6,10%  | 7,00%  | 7,40%  | 7,00%  |

Zdroj: vlastné spracovanie dát zo [www.de.wikipedia.org](http://www.de.wikipedia.org)

## 2.2 Akciový trh

Akcia je majetkový cenný papier, ktorý predstavuje podiel na majetku určitej spoločnosti. Ide o dlhodobý cenný papier bez stanovenej doby splatnosti. Akcia predstavuje významný prostriedok financovania investícií a je tiež určitou formou finančného investovania, Veselá (2013).

Akcie jednej akciovej spoločnosti môžu byť vydávané v rôznych menovitých hodnotách. Súčet menovitých hodnôt všetkých emitovaných akcií odpovedá výške základného kapitálu akciovej spoločnosti. Akcie môžu byť v listinnej alebo dematerializovanej podobe.

Podstatu akcií a práv z nich vyplývajúcich upravuje v Českej republike Zákon o obchodných korporáciach. Podľa tohto zákona je akcia charakterizovaná ako cenný papier, s ktorým sú spojené práva akcionára ako spoločníka podieľať sa, podľa tohto zákona a stanov spoločnosti, na jej riadení, jej zisku a na likvidačnom zostatku pri jej zrušení s likvidáciou.

Zákon o obchodných korporáciach ďalej rozlišuje formu akcie. Akcia môže mať formu cenného papiera na rad alebo na doručiteľa. Akcia vo forme cenného papiera na doručiteľa sa označuje ako **akcia na majiteľa** a je neobmedzene prevoditeľná. Akcie na majiteľa môže spoločnosť vydať iba ako zaknihovaný cenný papier.

Akcia vo forme cenného papiera na rad sa označuje ako **akcia na meno**. Práva spojené s akciou na meno je oprávnená vo vzťahu k spoločnosti vykonávať iba osoba uvedená v zoznamu akcionárov. Akcia na meno sa prevádza rubopisom, v ktorom musí byť nadobúdateľ akcie jednoznačne identifikovaný.

Prevodom akcie sú prevedené všetky práva s ňou spojené, pokiaľ zákon nestanoví inak. Samostatne možno previesť právo na vyplatenie podielu na zisku, prednostné právo na upisovanie akcií a vymeniteľných a prioritných dlhopisov, právo na podiel na likvidačnom zostatku. Tieto práva sa nazývajú samostatne prevoditeľné.

Akcie je ďalej možné členiť na kmeňové a prioritné. **Kmeňové akcie** sú spojené s právom zúčastniť sa na valnom zhromaždení a na celkovom riadení spoločnosti. Chovancová (2006) považuje majiteľov kmeňových akcií za nositeľov konečného rizika straty, resp. prospechu z úspechu spoločnosti. Dividendy, ani podiely na likvidačnom zostatku nie sú ich majiteľom zaručené.

**Prioritné akcie** sú zdrojom financovania podniku. Zákon o obchodných korporáciach charakterizuje prioritné akcie ako akcie, s ktorými sú spojené prednostné práva týkajúce sa podielu na zisku, na likvidačnom zostatku alebo na iných vlastných zdrojoch.

Členenie akcií na základe rizika a výnosu popisuje Jílek (2009). Akcie sú podľa neho členené na:

- **spoľahlivé akcie** (blue chips), sú to akcie prvotriednych spoločností. Tieto akcie sú relatívne drahé a majú nízku výnosnosť. Za prvotriedne spoločnosti (blue chip company) sú považované veľké a dôveryhodné spoločnosti, ktoré dlhodobo vykazujú rast, zisk a dividendy,
- **rastové akcie** (growth share), predstavujú podiely v spoločnostiach s nadpriemerným rastom zisku. Keďže tieto spoločnosti príjmy reinvestujú v prospech budúceho rastu, vyplácajú nízke dividendy. Rastové akcie sú tiež podhodnotené akcie, u ktorých možno v krátkodobom časovom horizonte očakávať zisk,
- **cyklické akcie**, sú akcie spoločností, ktoré veľmi výrazne reagujú na konjunktúrne výkyvy. Konjunktúrnym cyklom najviac podlieha automobilový priemysel, oceliárstvo, strojárstvo a bytová výstavba,
- **špekulačné akcie** (speculative shares), sú akcie s vysokou pravdepodobnosťou nízkych výnosov alebo strát a nízkou pravdepodobnosťou vysokých výnosov. Príkladom môžu byť akcie podnikov zaoberajúcich sa hľadaním ropných ložísk,
- **defenzívne akcie** vykazujú počas všeobecného poklesu trhu podstatne lepšie výsledky ako trh. Ide napríklad o akcie emitované výrobcami základného spotrebného tovaru.

Na **akciovom trhu** sa obchoduje s rôznymi druhmi akcií. Musílek (2011) považuje trh akcií za systém ekonomických vzťahov a inštitúcií sprostredkujúcich zhromažďovanie, alokáciu a realokáciu voľných peňažných prostriedkov prostredníctvom akciových inštrumentov.

Musílek (2011) ďalej uvádza, že na akciovom trhu vzniká tržná cena akcie a to pôsobením ponuky a dopytu. Ide o objektívny proces tvorby tržnej ceny, ktorému predchádza subjektívne ohodnocovanie konkrétneho akciového titulu zo strany odlišne motivovaných kupujúcich a predávajúcich.

Veselá (2013) delí finančný trh, ktorého súčasťou je aj akciový trh, podľa toho, či sa jedná o prvotný predaj cenného papieru alebo až predaj následný na:

- **primárny trh**, prebieha na ňom prvotný predaj práve emitovaného cenného papieru. Emitent cenného papieru získava voľné finančné prostriedky. Primárny trh môže mať podobu verejného trhu alebo neverejného trhu. Na verejnom trhu je emisia ponúkaná

širokej investorskej verejnosti, býva označovaná ako **verejná emisia**. Na primárnom neverejnom trhu sú cenné papiere ponúkané iba vopred vymedzenej skupine investorov, tento typ emisie býva označovaný ako **súkromná emisia**.

- **sekundárny trh** je trh, na ktorom je opätovne obchodovaný už skôr emitovaný cenný papier. Emitent cenného papiera už žiadne ďalšie voľné finančné prostriedky nezískava. Typickým príkladom sekundárneho trhu je burza. Sekundárny trh je ďalej možné členiť na organizovaný a neorganizovaný.

**Neorganizovaný trh** je voľne prístupný. Dopyt a ponuka inštrumentov nie je organizovaná žiadnym subjektom. Na trhu obchodujú investori, ktorí predávajú inštrumenty každému, kto príde a rešpektuje ich cenu. Tieto trhy možno označiť ako OTC trhy (over-the-counter markets).

**Organizovaný sekundárny trh** je trhom, kde dopyt a ponuku po investičných inštrumentoch organizuje licencovaný subjekt v súlade s platnou legislatívou a podľa stanovených pravidiel a predpisov. Organizovaný trh môže fungovať ako burzový trh alebo mimoburzový trh.

Na **mimoburzovom trhu** je ponuka a dopyt po inštrumentoch organizovaná licencovaným subjektom. Prebiehajúce obchody nemusia vyhovovať prísnyim požiadavkám ako na burze. Tento typ trhu si vypracováva svoje vlastné, menej prísne pravidlá obchodovania. Príkladom mimoburzového trhu v ČR je RM-systém.

Veselá (2013) charakterizuje **burzový trh** ako zvláštny spôsob organizovaného zhromaždenia subjektov. Tieto subjekty osobne alebo elektronicky obchodujú s presne vymedzenými inštrumentmi, presne vymedzeným spôsobom, podľa presne vymedzených burzových pravidiel, v presne vymedzenom čase. Sú tu obchodované najbonitnejšie akcie, ktoré musia vyhovovať prísnyim požiadavkám stanovených burzou. Príkladom burzového trhu v ČR je Burza cenných papírů Praha, v Nemecku je Frankfurter Wertpapierbörse.

## 2.3 Burza cenných papierov

Burza cenných papierov je organizované zhromaždenie subjektov. Tieto subjekty sa stretávajú buď osobne na presne vymedzenom mieste, vtedy sa jedná o **prezenčnú burzu**, alebo sú prepojení prostredníctvom počítačovej siete bez osobných stretnutí, **elektronická burza**.

Fungovanie burzy je presne vymedzené burzovými zákonmi, predpismi a pravidlami, ktoré musia byť striktne dodržiavané. Obchodovanie na burze je striktne vymedzené tiež z časového hľadiska. Burzy sú organizované na členskom princípe, teda priamy prístup na burzu majú iba členovia burzy. Nečlenovia burzy sa obchodovania na burze nemôžu priamo zúčastniť, musia využiť služby niektorého z členov, Veselá (2013).

Veselá (2013) rozlišuje štyri základné funkcie, ktoré plní burza vo fungujúcej tržnej ekonomike, ide o:

- **obchodnú funkciu** (funkcia likvidity), burzový trh zaisťuje obchodovateľnosť a likviditu inštrumentov, teda možnosť premeny inštrumentov na hotovosť,
- **cenotvornú funkciu** (informačnú), burza organizuje vzájomné stretávanie dopytu a ponuky po určitom inštrumente, ktorého výsledkom je stanovenie aktuálnej ceny (kurzu) daného inštrumentu. Cena vzniknutá na burzovom trhu má významnú informatívnu úlohu pre rôzne ekonomické subjekty,
- **alokačnú funkciu**, plní burza iba vtedy, keď organizuje okrem sekundárneho trhu s investičnými inštrumentmi tiež primárny trh s týmito inštrumentmi,
- **funkciu špekulácie**, na burze pôsobia subjekty, ktoré špekulujú na rast/pokles kurzov cenných papierov.

Burza zverejňuje súbor informácií, ktoré sú svedomito sledované a vyhodnocované investormi. Medzi tieto informácie patria napríklad informácie o aktuálnych kurzoch obchodovaných inštrumentov a o objemoch uzatváraných obchodov. Tieto informácie sú zverejňované prostredníctvom kurzových lístkov. Ďalšími dôležitými informáciami sú informácie o burzových indexoch.

## 2.4 Burzový index

Burzový index je agregátnym indikátorom. Poskytuje informácie o celkovom vývoji a situácii na trhu (**tržné indexy**) alebo v určitom odvetví (**odvetvové indexy**).

Hodnoty indexov sú každodenne kalkulované a publikované. Rozlišujeme **indexy výberové**, ktoré obsahujú len určitú vzorku akcií a **indexy súhrnné**, v ktorých sú zastúpené všetky akcie danej burzy. Výberovým indexom je Dow Jones Industrial Average, ktorý obsahuje akcie 30 najreprezentatívnejších firiem amerického hospodárstva. Príkladom súhrnného indexu je Nasdaq Composite, ktorý zobrazuje všetky akcie obchodované na trhu Nasdaq.

Veselá (2013) uvádza dva základné spôsoby výpočtu indexu. Ide o tržný priemer a tržný index.

Index zostrojený ako **tržný priemer** predstavuje prostý alebo vážený priemer z cien skupiny vybraných akcií na trhu. Takto skonštruovaný index je citlivý na zmenu akcií s vysokými kurzami. Zmeny akcií s nízkymi kurzami hodnotu indikátora príliš neovplyvnia. Ako tržný priemer je kalkulovaný jeden z najznámejších indexov sveta, americký Dow Jones, Konštrukciu indexu počítaného ako priemer z cien možno matematicky zapísať nasledovne:

$$Index_{cenovo\ v\á\z en\acute{y}} = \sum_{i=1}^n \frac{P_{i,t}}{delitel'_t}, \quad (2.4)$$

kde  $P_{i,t}$  je cena akcie  $i$  v čase  $t$ ,  
 $delitel'_t$  zastupuje počet akcií v indexu.

**Tržný index** je konštruovaný ako pomer určitých hodnôt. Vývoj indexu vytvára časovú radu, ktorá sa odvíja od základného dňa určitého roku. Tomuto základnému dňu je priradený určitý počet bodov (1000, 100, 10 alebo 1), ktorý sa v neskorších dňoch a rokoch mení. Ako tržný index je kalkulovaný napr. český index PX či nemecký DAX 30. Vzorec pre výpočet hodnotovo váženého indexu možno zapísať ako:

$$Index_{hodnotovo\ v\á\z en\acute{y}} = \frac{\sum_{i=1}^n P_{i,t} \cdot q_{i,t}}{\sum_{i=1}^n P_{i,B} \cdot q_{i,B}} \cdot \text{základná bazická hodnota}, \quad (2.5)$$

kde  $P_{i,t}$  je cena akcie  $i$  v čase  $t$ ,  
 $q_{i,t}$  je počet obchodovaných akcií  $i$  v čase  $t$ ,  
 $P_{i,B}$  je cena akcie  $i$  v základnom, bazickom období,  
 $q_{i,B}$  je počet obchodovaných akcií  $i$  v základnom, bazickom období,  
 $n$  je počet akcií v indexu.

Každá burza vypočítava svoje vlastné indexy, z ktorých jeden je oficiálny burzový index. Akciové indexy však nevytvárajú iba burzy. V niektorých prípadoch môžu byť indexy tvorené finančnými inštitúciami, napríklad investičnou bankou, brokerskou firmou, ratingovou agentúrou a inými organizáciami.

## 2.5 Frankfurtská burza cenných papierov

Na nemeckom akciovom trhu funguje v súčasnosti celkom sedem búrz cenných papierov. Ide o burzy vo Frankfurte, Berlíne, Mníchove, Stuttgartu, Düsseldorfu, Hamburgu, Hannoveru. Najdôležitejšou nemeckou burzou je **Burza cenných papierov vo Frankfurte** (Frankfurter Wertpapier Börse, FWB). Obchoduje sa tu cez milión cenných papierov, vykonáva cez 97 % obchodov s nemeckými aktívami a realizuje sa tu 90 % obratu nemeckého burzového trhu. Celý burzový systém v Nemecku zastrešuje **Deutsche Börse AG** (ďalej len DB), ktorá sa z pohľadu tržnej kapitalizácie radí medzi desať najväčších búrz na svete, Musílek (2011).

Obchodovanie na burzách prebieha buď prezenčne alebo na základe elektronickej platformy XETRA. Reguláciu a dohľad nad nemeckým burzovým trhom zabezpečuje Úrad dohľadu nad burzovými obchodmi, Burzový dozorný úrad a Spolkový úrad dohľadu nad finančnými službami.

### 2.5.1 História burzovníctva v Nemecku

Vo Frankfurte nad Mohanom sa vykonávali finančné, bankové a burzové operácie už od 13. storočia. Burza tu bola oficiálne založená v roku 1585, kedy sa skupina obchodníkov rozhodla, že štandardizuje zmenné kurzy mnohých mien používaných na území dnešného Nemecka. V roku 1625 bol vydaný prvý oficiálny kurzový lístok. V roku 1682 boli ustanovené prvé pravidlá pre obchodovanie a princípy regulácie.

V osemnástom storočí sa burza otvorila súkromným investorom. Na začiatku devätnásteho storočia sa stala frankfurtská burza verejnou inštitúciou. Prvé akcie sa tu obchodovali od roku 1820. Najväčší rozmach akcií na burze nastal v dôsledku industrializácie Nemecka, kedy bolo založených niekoľko stoviek akciových spoločností. Frankfurt sa stal mestom medzinárodného kapitálu. V roku 1871 bola založená nová centrálna burza v Berlíne.

Prvá svetová vojna mala na frankfurtskú burzu najhorší dopad. Takmer tu zanikol medzinárodný obchod. V povojnovom období pustošila nemecký finančný systém predovšetkým hyperinflácia, ktorá dosiahla svojho vrcholu v roku 1923.

Svetová hospodárska kríza zasiahla Nemecko v roku 1929. Od roku 1933 bol stanovený dohľad nad burzami v celom Nemecku až do konca druhej svetovej vojny. Počet búrz na území Nemecka bol zredukovaný z dvadsať jedna na deväť. Burza vo Frankfurte bola otvorená niekoľko mesiacov po konci druhej svetovej vojny, k opätovnému otvoreniu došlo



v septembri 1945. Nasledovalo obdobie nemeckého hospodárskeho zázraku. Odvtedy kurzy nemeckých akcií odrážajú vývoj v hospodárstve. Priemerný výnos nemeckých akcií v období 1950-1995 dosahoval hodnoty 12,53 % ročne. Nemecko sa po druhej svetovej vojne zaradilo medzi skupinu hospodárskych víťazov. História burzovníctva v Nemecku takto popisuje Kohout (2010).

### 2.5.2 Štruktúra Frankfurtskej burzy

Webové stránky Deutsche Börse uvádzajú, že Frankfurtská burza má v súčasnosti cez 500 účastníkov, ktorými sú predovšetkým banky. Z hľadiska zákonných podmienok pre prijatie k burzovému obchodovaniu na frankfurtskej burze Musílek (2010) rozlišuje:

- **úradný obchod**, sú tu obchodované také cenné papiere, ktoré majú minimálnu tržnú hodnotu 1,25 mil. EUR, ich emitenti existujú minimálne tri roky a pravidelne plnia informačné povinnosti. Súčasne musí byť minimálne 25 % cenných papierov umiestnených na trhu formou verejnej ponuky,
- **regulovaný trh** stanovuje miernejšie podmienky, napr. minimálne tržná hodnota akcií 0,25 mil. EUR, povinnosť zverejňovať iba jednu správu o hospodárení emitenta, nie je stanovená minimálna doba existencie emitenta ani výška verejnej ponuky,
- **voľný trh** je regulovaný združením obchodníkov s veľmi miernymi podmienkami vstupu.

Ďalšie delenie burzového trhu spočíva v troch segmentoch a to Prime Standard, General Standard a Entry Standard. **Prime Standard** predstavuje trh regulovaný legislatívnymi pravidlami Európskej únie a tiež prísnyimi internými pravidlami burzy. Obchodované sú tu iba najkvalitnejšie cenné papiere splňujúce podmienky informačnej transparentnosti a s vysokou tržnou kapitalizáciou. Zahrňuje akcie z úradného a regulovaného trhu. Cenné papiere kótované v segmente **General Standard** reguluje iba platná legislatíva. Požiadavky transparentnosti sú minimálne. Zahrňuje akcie z úradného a regulovaného trhu. **Entry Standard** je neoficiálnym regulovaným segmentom, mal by napomáhať malým a stredným firmám v prístupe na kapitálový trh.

Mimo hlavné tri segmenty je vymedzený aj **XETRA Stars** segment, ktorý zahrňuje zahraničné blue chips akcie. Transakcie emitentom pochádzajúcich zo strednej a východnej Európy umožňuje segment **Newex**.

### 2.5.3 Akciové indexy v Nemecku

Hlavným akciovým indexom v Nemecku a zároveň jedným z najsledovanejších indexov v Európe je **index DAX 30**. Tento index zahŕňa 30 najbonitnejších, tzv. blue chips, nemeckých akcií z tržného segmentu Prime Standard.

Index DAX 30 bol prvý krát zverejnený v júli 1988, a jeho počiatočná hodnota k 30. decembru 1987 bola stanovená na 1000 bodov. K dispozícii sú historické dáta až do roku 1959 vďaka spätnému prepočtu, kedy bola fiktívna úroveň DAX na hodnote 100 bodov.

Kritériami pre zaradenie akciových titulov do akciového indexu DAX sú objem obchodov a tržná kapitalizácia na báze free-float. Ako vstupné údaje pre výpočet hodnoty akciového indexu DAX sa berú tržné kurzy akcií z elektronického obchodného systému XETRA, Veselá (2013).

Spôsob výpočtu DAX je založený na Etiénne–Laspeyreseovej báze, všetky spoločnosti sú v indexe vážené inou váhou. Hodnota indexu je vypočítavaná priebežne každú sekundu každý obchodný deň od 09:00 do 17:30. Vzorec pre výpočet indexu je nasledujúci:

$$Index_t = K_t \cdot \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} \cdot q_{iT} \cdot ff_{iT} \cdot c_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} \cdot q_{i0}} \cdot B, \quad (2.6)$$

|     |                   |   |
|-----|-------------------|---|
| kde | $T$               | je dátum posledného reťazenia,  |
|     | $K_t$             | indexovo špecifický faktor reťazenia platný ku dňu reťazenia $T$ , ktorý očisťuje trhové kurzy o výplatu dividend a prípadné štiepenie akcií, |
|     | $p_{it}$          | cena akcie $i$ v čase $t$ ,   |
|     | $q_{it}$          | počet akcií $i$ v čase $T$ ,  |
|     | $ff_{iT}$         | free-float faktor (percento voľne obchodovaných akcií) akcie $i$ v čase $T$ ,   |
|     | $c_{it}$          | prispôsobovací faktor pre akciu $i$ v čase $t$ ,  |
|     | $p_{i0} \ q_{i0}$ | cena a počet akcie $i$ v deň predchádzajúceho prvému zaradeniu do indexu,   |
|     | $B$               | bázická hodnota indexu.   |

Do počtu akcií spoločností, ktoré sú voľne obchodovateľné (tvoria free-float) sa nezahrňujú akcie držané jednou osobou, ktorá má podiel na akciovom kapitálu vyšší než päť percent. Nezapočítavajú sa tiež akcie držané zamestnancami či vlastné akcie spoločnosti. Do free-float sa zahrňujú akciové podiely do dvadsaťpäť percent na akciovom kapitálu vo vlastníctve jednej inštitúcie typu investičného alebo podielového fondu.

Váha je prepočítavaná pre každého člena DAX každú sekundu na báze aktuálnych cien a trhovej kapitalizácie. Zmeny v báze indexu na základe percenta voľne obchodovaných akcií sú možné a sledované len k štvrťročným úpravám, Svoboda (2006).

*Tab. 2.2 Prehľad akcií spoločností zahrnutých do akciového indexu DAX 30 k 23.3.2015*

| Spoločnosť            | Sektor          | Váha v % | Spoločnosť            | Sektor          | Váha v % |
|-----------------------|-----------------|----------|-----------------------|-----------------|----------|
| <b>Adidas</b>         | spotrebný       | 1,48     | <b>Fresenius</b>      | zdravotníctvo   | 1,69     |
| <b>Allianz</b>        | poisťovníctvo   | 7,41     | <b>Heidelberg</b>     | stavebníctvo    | 1,04     |
| <b>BASF</b>           | chemický        | 8,55     | <b>Henkel</b>         | spotrebný       | 1,94     |
| <b>Bayer</b>          | farmaceutický   | 10,26    | <b>Infineon Tech.</b> | polovodiče      | 1,29     |
| <b>Beiersdorf</b>     | spotrebný       | 0,83     | <b>K+S</b>            | chemický        | 0,56     |
| <b>BMW</b>            | automobilový    | 3,78     | <b>Lanxess</b>        | chemický        | 0,45     |
| <b>Commerzbank</b>    | bankovníctvo    | 1,20     | <b>Linde</b>          | priemysel       | 3,37     |
| <b>Continental</b>    | automobilový    | 2,46     | <b>Lufthansa</b>      | letecký         | 0,65     |
| <b>Daimler</b>        | automobilový    | 9,20     | <b>Merck</b>          | farmaceutický   | 1,37     |
| <b>Deutsche Bank</b>  | bankovníctvo    | 4,15     | <b>Munich Re</b>      | poisťovníctvo   | 3,12     |
| <b>Deutsche Börse</b> | finančné služby | 1,40     | <b>RWE</b>            | energetický     | 1,20     |
| <b>Deutsche Post</b>  | preprava        | 2,85     | <b>SAP</b>            | software        | 6,22     |
| <b>Deutsche</b>       | telekomunikácie | 5,31     | <b>Siemens</b>        | elektrotechnick | 8,26     |
| <b>E.ON</b>           | utilita         | 2,78     | <b>Thyssen Krupp</b>  | oceliarstvo     | 1,08     |
| <b>Fresenius</b>      | zdravotníctvo   | 2,22     | <b>Volkswagen</b>     | automobilový    | 3,89     |

*Zdroj: vlastné spracovanie z dát <http://de.wikipedia.org/>*

Z Tab. 2.2 je možné vyčísliť, že najväčšiu váhu pri výpočte hodnoty akciového indexu DAX k danému dátumu má chemická a farmaceutická spoločnosť Bayer (10,26 %). O niečo nižšie váhy sú priradené automobilovej spoločnosti Daimler (9,2 %), chemickej spoločnosti BASF (8,55 %) a elektrotechnickej spoločnosti Siemens (8,26 %). Najnižšou váhou sú v indexu zastúpené akcie chemickej spoločnosti Lanxess (0,45 %).

Okrem hlavného akciového indexu DAX 30 Deutsche Börze kalkuluje aj ďalšie špecializované indexy, ktoré sú zamerané na určitý sektor či skupinu akcií. Veselá (2013) uvádza:

- **MDAX**, index obsahuje 50 najväčších spoločností z klasických sektorov obchodovaných v tržnom segmente Prime Standard, ktoré nespĺňajú kritéria tržnej kapitalizácie alebo objemu obchodov pre zaradenie do indexu DAX 30,
- **TecDAX**, zahŕňa 30 najväčších spoločností z technologického sektora obchodovaných v tržnom segmente Prime Standard, ktoré nespĺňajú podmienky pre zaradenie do DAX 30,
- **SDAX**, báza tohto indexu je tvorená 50 spoločnosťami klasického sektoru, ktorých akcie sú obchodované v tržnom segmente Prime Standard a nespĺňajú kritéria pre zaradenie do indexu MDAX,
- **HDAX**, odráža vývoj kurzov všetkých 110 akcií z indexov DAX, MDAX a TecDAX,
- **CDAX**, zahŕňa akcie všetkých domácich spoločností kótovaných na tržnom segmente Prime Standard a General Standard, atď.

Vedľa vyššie zmienených indexov pôsobia na FW a DB ešte veľa ďalších. Akciové indexy môžu byť tvorené aj inými inštitúciami. Jednou z týchto inštitúcií je OECD. OECD na svojich webových stránkach, v databáze Main Economic Indicator (MEI), uverejňuje akciové indexy pre 34 členských krajín OECD a ďalších vybraných krajín. Tieto indexy zahŕňajú všetky obchodované akcie na danom národnom trhu. Mesačné údaje sú prezentované ako jeden index. Základným obdobím je rok 2010. Výpočet mesačných údajov zvyčajne prebieha ako jednoduchý aritmetický priemer konečných denných údajov.

## 2.6 Faktory pôsobiace na kurzy akcií

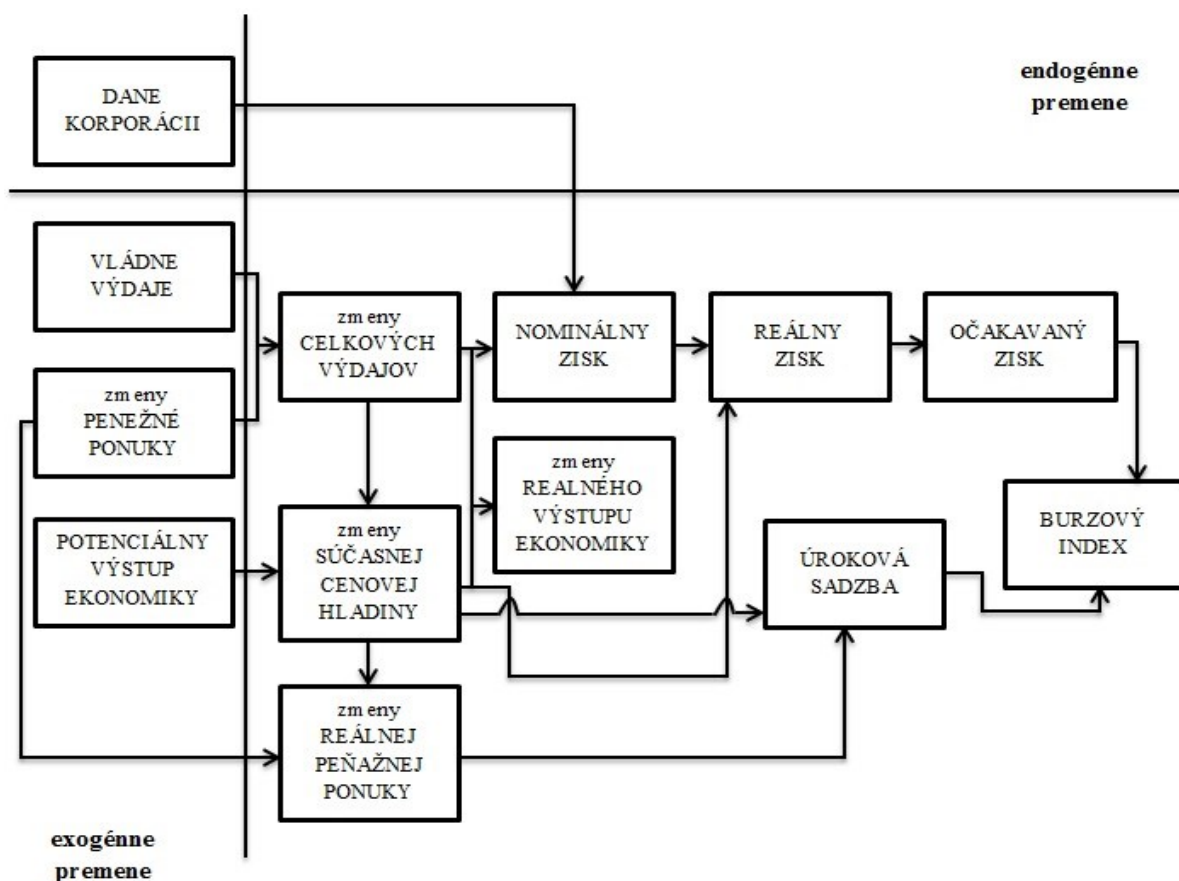
Pohyb akciových kurzov láka pozornosť investorov, analytikov i ekonómov. Musílek (2011) uvádza klasickú štúdiu Kinga z roku 1996, podľa ktorej sú najvýznamnejšou skupinou faktorov ovplyvňujúcich kurzy akcií, faktory makroekonomické. Makroekonomické vplyvy ovplyvňujú podľa Kinga kurzy akcií v priemere z 50 %.

Musílek (2011) ďalej vysvetľuje vplyv jednotlivých makroekonomických veličín na zmenu cien akcií prostredníctvom Keranovho modelu. Podľa tohto modelu existujú štyri exogenné veličiny, ktoré výrazne ovplyvňujú akciové kurzy. Ide o potenciálny výstup ekonomiky, zmeny v peňažnej ponuke, zmeny vo vládnych výdajoch a dane korporácií.

Na Obr. 2.1 je znázornený cenotvorný mechanizmus fungovania akciového trhu a vplyv najdôležitejších makroekonomických veličín na zmenu akciových kurzov. Dve primárne veličiny (zmena vládnych výdajov a zmena peňažnej ponuky) ovplyvňujú akciové kurzy prostredníctvom dvoch kanálov, Musílek (2011):

- ovplyvňujú celkové výdaje, ktoré spolu s daňovým zaťažením korporácií ovplyvňujú zisky spoločností. Očakávané reálne zisky spoločností sú pre pohyb akciových kurzov pozitívnym faktorom,
- ovplyvňujú celkové výdaje, ktoré spolu s potenciálnym výstupom ekonomiky následne ovplyvnia zmenu súčasnej cenovej hladiny. Celkové výdaje a zmena cenovej hladiny determinujú reálny výstup ekonomiky. Zmena reálneho výstupu a cenovej hladiny vytvárajú očakávania o vývoji inflácie a reálneho rastu, to ovplyvňuje úrokové sadzby. Úrokové sadzby sú v inverznom vzťahu s akciovými kurzami.

Obr. 2.1 Cenotvorný mechanizmus akciového trhu



Zdroj: vlastné spracovanie z Musílek (2011)

Dôležité je vzťahy medzi zmenami jednotlivých veličín a reakciou akciových kurzov preskúmať oddelene. Sledované budú nasledujúce väzby akciových kurzov s:

- reálnym výstupom ekonomiky,
- fiškálnou politikou,
- peňažnou ponukou,
- úrokovými sadzbami,
- infláciou,
- medzinárodným pohybom kapitálu,
- ekonomickými a politickými šokmi.

### 2.6.1 Reálny výstup ekonomiky

Veselá (2013) identifikuje vzťah reálneho výstupu ekonomiky a akciových kurzov ako pozitívny. V krátkodobom až strednodobom horizonte plnia akciové kurzy funkciu predbiehajúcich indikátorov vo vzťahu k reálnemu výstupu ekonomiky. Musílek (2011) poskytuje štyri teoretické vysvetlenia, prečo akciové kurzy predbiehajú vývoj reálnej ekonomiky:

- investori sa rozhodujú skôr na základe očakávaného ekonomického vývoja než na základe súčasnej situácie,
- investori sa rozhodujú na základe súčasnej situácie, ale ich hlavné sledované indikátory, ktorými je zisk a zisková marža, predbiehajú reálny vývoj ekonomiky. Ziskovo orientovaní investori spôsobujú rast či pokles akciových kurzov ešte pred reálnym vývojom ekonomickej úrovne,
- vývoj reálnej ekonomiky ovplyvňujú zmeny spotrebiteľského a podnikateľského chovania a rozhodovania o výške výdajov jednotlivých ekonomických subjektov v dôsledku zmeny akciových kurzov,
- ďalším vysvetlením, prečo akciové kurzy predbiehajú hospodársky cyklus poskytujú rôzne peňažné verzie.

V dlhodobom horizonte je primárnym trendom rast reálneho výstupu ekonomiky a akciových kurzov. Dôvodom môže byť neustály rast životnej a ekonomickej úrovne.

### 2.6.2 Fiškálna politika

Medzi ďalšie makroekonomické faktory pôsobiace na pohyb akciových kurzov patrí fiškálna politika. Tá môže pôsobiť na akciové kurzy *prostredníctvom daní*. Zdaňovanie

korporácií znižuje ich zisky, znižuje možnosť vyplácať dividendy a obmedzuje možnosť ďalšieho rastu akciovej spoločnosti.

Taktiež osobné dôchodkové dane pôsobia na akciové kurzy, ich zvyšovaním sú obmedzené disponibilné dôchodky investorov a výška ich úspor, čo pôsobí na dopyt po akciových nástrojoch.

Fiškálna politika pôsobí na akciové trhy tiež cez *výdajovú politiku vlády*. Výdaje vlády použité na nákup výstupov akciových spoločností, u ktorých následne dôjde k rastu ich zisku, majú pozitívny vplyv na akciové kurzy. Naopak emisia vládnych cenných papierov, ktorá slúži na financovanie vládnych deficitov, má negatívny vplyv na akciové kurzy. Zvyšujúca sa ponuka dlhových nástrojov vedie k rastu úrokových sadzieb a následnému poklesu akciových kurzov.

### 2.6.3 Úrokové sadzby

Medzi vývojom úrokových sadzieb a akciových kurzov bol identifikovaný inverzný vzťah, Veselá (2013). Rast úrokových sadzieb vedie k poklesu kurzu akcií a naopak. Akciové kurzy totiž odrážajú súčasnú hodnotu budúcich peňažných príjmov pre majiteľa akcie. Pri prevádzaní budúcich príjmov na súčasnú hodnotu plní dôležitú úlohu práve výška úrokovej sadzby. Pri zvýšení úrokovej sadzby dôjde k rastu požadovanej výnosovej miery a k zníženiu súčasnej hodnoty budúcich príjmov akcionára (t.j. pokles akciových kurzov).

Taktiež existencia *konkurenčného vzťahu medzi akciovými a dlhopisovými trhmi* potvrdzuje negatívny vzťah. Rast úrokových sadzieb z dlhových inštrumentov spôsobí odliv peňažných prostriedkov z akciového trhu, klesá dopyt po akciách a klesajú aj ich ceny. Úrokové sadzby vplývajú tiež na náklady získania kapitálu firmy pre financovanie investícií. Rast úrokových sadzieb je spojený s poklesom miery investovania, poklesom zisku, dividend a aj akciových kurzov.

### 2.6.4 Peňažná ponuka

Zmeny peňažnej ponuky ovplyvňujú akciové kurzy v krátkom období pozitívne. Peňažná ponuka je predbiehajúcim indikátorom vo vzťahu k akciovým kurzom. Efekt likvidity značí, že pri rýchlom zvýšení peňažnej ponuky investori pociťujú nadbytočné prostriedky a dôjde k nárastu dopytu po akciách a k nárastu akciových kurzov.

Alternatívne vysvetlenie plynie z transmisného mechanizmu. Rast peňažnej ponuky a nadbytok voľných peňažných prostriedkov podnieti investorov k nákupu dlhopisov. To

spôsobí nárast kurzov dlhopisov a pokles výnosových mier. Pre investorov sa investície do dlhopisov stanú drahé a výnosovo neatraktívne. Dôjde k zvýšeniu dopytu po akciách, ktorý spôsobí nárast ich cien.

Tiež náhly rast peňažnej ponuky zníži úrokové miery, dôjde k poklesu ceny vypožičaného kapitálu, teda voľných finančných prostriedkov. Finančné zdroje sú lacnejšie a firmy zvýšia svoje investičné činnosti, zvyšujú sa ich zisky na čo akciové kurzy reagujú rastom.

### **2.6.5 Medzinárodný pohyb kapitálu**

Medzinárodný pohyb kapitálu tiež ovplyvňuje vývoj akciových kurzov. Akciové trhy vo väčšine vyspelých aj rozvojových štátoch sú v oblasti portfóliových investícií plne liberalizované pre zahraničných investorov. Vo väčšine neexistujú ani obmedzenia pre priame investície.

Investori vyhľadávajú na globálnom trhu nástroje, ktoré po zohľadnení očakávaného rizika a očakávanej likvidity prinášajú najvyšší očakávaný výnos. Finančné prostriedky presúvajú na podhodnotené trhy. Pohyby špekulatívneho zahraničného kapitálu majú značný vplyv na volatilitu akciových kurzov. Príliv zahraničného kapitálu spôsobuje nárast akciových kurzov a odliv kapitálu má za následok pokles akciových kurzov.

### **2.6.6 Ekonomické a politické šoky**

Jednorazové ekonomické a politické šoky pôsobia na akciové kurzy. Nie sú kontrolované manažmentom akciových spoločností a majú výrazne negatívny vplyv na hodnotu majetku akcionárov. Negatívny vplyv na akciové kurzy mali napr. ropné šoky v rokoch 1973 a 1979.

Ekonomické šoky sa môžu prejavovať ako obchodné a colné vojny, vznik hyperinflácie, masová nezamestnanosť, alebo výrazné zmeny devízových kurzov. Politické šoky sú spojované s vojenskými konfliktami, demisiami vlád, volebnými výsledkami a majú výrazný vplyv na správanie akciových kurzov.

## **2.7 Vplyv inflácie na kurzy akcií**

Jedným z argumentov v prospech investovania do akcií je ochrana investora pred znehodnocovaním kúpnej sily peňazí, prejavujúcej sa prostredníctvom inflácie. Táto idea je založená na raste dividend a ziskov firiem v období inflácie, čo vedie k rastu akciových kurzov.



Príklad na situáciu, kedy cena akcie je neutrálna na rast inflácie uvádza Musílek (2011). Akciová spoločnosť vykonáva svoju činnosť v neinflačnom prostredí a zisky vypláca ako dividendy. Dividenda na akciu je 2 EUR, neočakáva sa žiadny rast spoločnosti ( $g=0$ ). Požadovaná výnosová miera je 14 %. Hodnota akcie podľa dividendového diskontného modelu s nulovým rastom je určená podľa vzťahu:

$$P_{0n} = \frac{D_{1n}}{K_{en}}, \quad (2.7)$$

kde  $P_{0n}$  je reálna hodnota (cena) akcie,  $t = 0$ ,  
 $D_{1n}$  je očakávaná dividend v budúcom roku (neinflačné prostredie),  
 $t = 1$ ,  
 $K_{en}$  je požadovaná výnosová miera v neinflačnom prostredí.

Hodnota akcie spoločnosti v neinflačnom prostredí je:

$$P_{0n} = \frac{2}{0,14} = 14,3 \text{ EUR}.$$

Ak ďalej predpokladáme, že inflácia ( $\pi$ ) je 3 % ročne. Všetky ekonomické veličiny sa prispôbujú rovnakým spôsobom, ale reálne hodnoty sa nemenia. Nominálna požadovaná miera v inflačnom prostredí sa určí:

$$K_e = (1 + K_{en}) \cdot (1 + \pi) - 1, \quad (2.8)$$

kde  $K_e$  je nominálna požadovaná výnosová miera,  
 $K_{en}$  je reálna požadovaná výnosová miera (v neinflačnom prostredí),  
 $\pi$  je inflácia.

Nominálna požadovaná výnosová miera akciovej spoločnosti je:

$$K_e = (1 + 0,14) \cdot (1 + 0,03) - 1 = 0,147, \text{ teda } 14,7 \%,$$

očakávaný nominálny rast dividend ( $g$ ) je 3 %. Tento rast dividend je potrebný pre udržanie reálnej výšky dividend. Nominálne dividendy očakávané v prvom roku sú 2,06 EUR na akciu.

Pri opätovnom použití dividendového diskontného modelu dostaneme rovnakú hodnotu ako v neinflačnom prostredí:

$$P_0 = \frac{D_1}{K_e - g} = \frac{2,06}{0,147 - 0,03} = 14,3 \text{ EUR}. \quad (2.9)$$

Z uvedeného príkladu vyplýva, že neutrálny vplyv inflácie na akciové kurzy zaistujú nezmenené reálne hodnoty a akcie sú inflačne neutrálne.

Realita však tento neutrálny vzťah nepotvrďuje. Veselá (2013), uvádza ako príklad štúdiu Elyho a Robinsona z roku 1991, podľa ktorej bol medzi infláciou a akciovými kurzami identifikovaný negatívny vzťah. Tab. 2.3 zobrazuje hodnoty korelačných koeficientov medzi vývojom inflácie a akciovými kurzami.

*Tab. 2.3 Korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a akciových kurzov*

| Krajina        | 1950-1959 | 1960-1969 | 1970-1979 | 1980-1986 | 1950-1986 |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| USA            | -0,05     | -0,28     | -0,24     | -0,34     | -0,25     |
| Japonsko       | -0,08     | -0,21     | -0,33     | -0,26     | -0,20     |
| Nemecko        | -0,05     | -0,19     | -0,02     | -0,12     | -0,09     |
| Francúzsko     | -0,24     | -0,12     | -0,05     | -0,15     | -0,13     |
| Veľká Británia | -0,02     | -0,16     | -0,06     | -0,08     | -0,04     |
| Taliansko      | -0,26     | -0,16     | -0,29     | -0,09     | -0,20     |
| Kanada         | -0,06     | -0,12     | -0,04     | -0,26     | -0,03     |

*Zdroj: vlastné spracovanie z Veselá (2011)*

V období zvýšenej inflácie akcie nie sú schopné udržať si svoju reálnu hodnotu, teda vzostup inflácie by mohol byť nasledovaný poklesom akciových kurzov a naopak. Tento jav možno považovať za určitú anomáliu. Akcie totiž predstavujú vlastnícky nárok k reálnym aktívam akciovej spoločnosti. Akcie by mali poskytovať dobré zaistenie proti inflácii. Údaje však túto hypotézu nepotvrďujú.

### **2.7.1 Príčiny inverzného vzťahu medzi infláciou a kurzami akcií**

Musílek (2011) vysvetľuje príčiny inverzného vzťahu medzi infláciou a kurzami akcií prostredníctvom troch hypotéz. Ide o hypotézu peňažnej ilúzie, hypotézu sprostredkovaného efektu a hypotézu daňového efektu.

Podstata *hypotézy peňažnej ilúzie* spočíva v tom, že investori nerozlišujú medzi nominálnou a reálnou požadovanou výnosovou mierou, ktorá plní funkciu diskontného faktoru. V inflačnom prostredí nominálna úroková miera rastie, lebo obsahuje i zložku inflácie. Investor, ktorý nominálnu úrokovú mieru neupraví o očakávanú infláciu podhodnocuje správnu cenu akcií.

*Hypotéza sprostredkovaného efektu* vychádza z predpokladu, že očakávaný budúci rast výstupu a súčasná inflácia sú v inverznom vzťahu. Inverzný vzťah medzi infláciou

a akciovými kurzami je nepriamy, sprostredkovaný. Je to spôsobené priamym vzťahom medzi očakávaným výstupom ekonomiky a akciovými kurzami s pozitívnou koreláciou a nepriamym vzťahom medzi očakávaným rastom výstupu a inflácie. Priamy vzťah medzi infláciou a akciovými kurzami je falošný. Existujú tri verzie hypotézy sprostredkovaného efektu.

***Hypotézu sprostredkovaného efektu prostredníctvom peňažného dopytu*** je založená na predpoklade racionálneho chovania investorov využívajúcich pri svojich investičných rozhodnutiach všetky informácie. Dopyt po peniazoch zo strany investorov je daný súčasnou úrovňou úrokových sadzieb a budúcim reálnym výstupom ekonomiky. Platí predpoklad, že peňažná ponuka, reálny výstup ekonomiky a úrokové sadzby sú exogénne faktory. Hypotéza je platná za predpokladu, že dôjde k zníženiu očakávaného budúceho rastu ekonomiky, ktorý spôsobí zníženie očakávaného rastu dividend a to ovplyvní tržnú cenu akcií. Súčasne dochádza k poklesu dopytu po peniazoch a k previsu peňažnej ponuky, ktorý je spojený s rastom cenovej hladiny. Inverzný vzťah medzi súčasnou infláciou a očakávaným budúcim rastom výstupu je daný dopytom po peniazoch zo strany investorov. Podľa tejto hypotézy je teda vzťah medzi infláciou a akciovými kurzami sprostredkovaný a bez kauzálnych súvislostí.

***Hypotéza sprostredkovaného efektu prostredníctvom monetizácie vládneho deficitu*** opúšťa predpoklad, že peňažná ponuka je exogénnou veličinou. Podľa tejto hypotézy existuje obrátená súvislosť medzi infláciou a akciovými kurzami, teda zmena akciových kurzov spôsobuje infláciu. Opäť platí predpoklad, že investori znižujú svoje očakávania ohľadne budúceho rastu ekonomiky, spôsobí to zníženie príjmov investorov i korporácií, ktoré vedú k poklesu daňových príjmov do štátneho rozpočtu. Pri fixných vládnych výdajoch a nedostatočných daňových príjmoch do rozpočtu, vzniká rozpočtový deficit. Dochádza k zapojeniu sa centrálnej banky, ktorá podľa predpokladov tohto modelu môže časť dlhu monetizovať a tým dochádza k rastu inflácie. Racionálni investori túto monetizáciu dlhu očakávajú. Pokles akciových kurzov teda vedie k zvýšeniu inflačných očakávaní. Z toho vyplýva, že akciové kurzy a očakávaná inflácia sú v inverznom vzťahu.

***Hypotézu sprostredkovaného efektu prostredníctvom anticyklickej monetárnej politiky*** platí pri predpoklade anticyklického chovania centrálnej banky. Pokles akciových kurzov signalizuje očakávaný pokles výstupu. Centrálna banka reaguje anticyklickou monetárnou politikou spojenou s rastom peňažnej ponuky, ktorá vedie k rastu inflácie. Z tejto hypotézy vyplýva, že medzi akciovými kurzami a infláciou je inverzný vzťah.

**Hypotéza daňového efektu** vychádza z princípov využívaných v účtovníctve, ktoré môžu v inflačnom období prispieť k poklesu akciových kurzov. Ceny akcií v inflačnom prostredí klesajú preto, lebo dochádza k zvyšovaniu daňového zaťaženia a znižovaniu skutočného zisku (reálny zisk po zdanení). Táto hypotéza predpokladá, že inflácia predbieha zmenu akciových kurzov. Inflácia tiež ovplyvňuje rozhodovanie individuálnych investorov pri alokácii finančných prostriedkov.

Pri uplatňovaní **princípu vykazovania majetku v historických cenách** (tvoria základ pri kalkulácii odpisov), dochádza k rozdielom medzi týmito historickými cenami a aktuálnymi tržnými cenami, ktoré bývajú vyššie najmä v období rastúcej inflácie. Dochádza k neustálemu podhodnocovaniu odpisov, ktoré sú odpočítateľnou položkou od daňového základu, čo môže viesť k zvyšovaniu daňového zaťaženia a k znižovaniu čistého zisku. V dôsledku nižšieho čistého zisku akciové kurzy klesajú.

Zvolená **metóda oceňovania zásob** (LIFO, FIFO, vážený aritmetický priemer alebo individuálne ocenenie), ovplyvňuje úroveň nákladov na vyskladnené zásoby. V inflačnom prostredí môžu vznikať cenové rozdiely medzi dobou zaobstarania zásob a dobou ich vyskladnenia. Dochádza k podhodnoteniu nákladov na vyskladnenie zásob, ktoré ovplyvňujú úroveň zdaniteľného čistého zisku firmy, na ktorý reagujú akciové kurzy.

Vplyv na vykazovaný zisk firmy môžu mať aj **úrokové náklady**. V inflačnom období dochádza k rastu nominálnych úrokových sadzieb. Úrokové platby ako nákladová položka znižujú zdaniteľný zisk, platenú daň i výšku čistého zisku firmy. Výsledný pohyb čistého zisku závisí na mnohých ďalších faktoroch, ako napr. úroveň zadlženia firmy, tempo rastu úrokových mier, spôsob stanovenia úrokových nákladov a i. Inflačné prostredie tiež zvyšuje neistotu v ekonomike a investori zvyšujú požadovanú výnosovú mieru ( $K_e$ ), tým dochádza k nepriaznivému ovplyvňovaniu akciových kurzov.

**Nedostatočná valorizácia** spojená s reálnym znehodnotením nezdaniteľných čiastok, odčítateľných položiek a zliav na dani v inflačnom prostredí, ponúka ďalšie vysvetlenie inverzného vzťahu medzi infláciou a akciovými kurzami. V dôsledku oneskorenej valorizácie spomenutých čiastok môže dôjsť k presunu individuálnych investorov do vyššieho daňového pásma. Dochádza k znižovaniu čistých ziskov z investičnej činnosti, k oslabeniu investičného potenciálu investorov, ktorý sa môže prejaviť poklesom dopytu po akciách a následným poklesom ich kurzov.

**Makroekonomické hľadisko** ponúka ďalšie vysvetlenie inverzného vzťahu medzi infláciou a akciovými kurzami prostredníctvom negatívnych očakávaní investorov ohľadom budúceho vývoja hospodárskeho cyklu. Tieto očakávania sú formulované na základe skúseností z minulosti, na základe ktorých dochádza k rastu inflácie na konci vzostupnej fáze hospodárskeho cyklu. Investori v tejto fáze hospodárskeho cyklu zvýšia svoje inflačné očakávania, následne očakávajú reštriktívnu menovú politiku centrálnej banky a taktiež pokles tempa rastu ekonomiky. Všetky tieto negatívne očakávania následne zahrňujú do svojich ohodnocovacích modelov, ktorých výsledkom je stanovenie nižších cien akciových inštrumentov.

### **2.7.2 Akcie ako štít proti inflácii - realie**

Empirické výskumy zaoberajúce sa vzťahom inflácie a kurzami akcií zosumarizoval Kohout (2010). Tieto výskumy dokazujú, že akcie v minulosti slúžili ako štít proti inflácii a poskytli svojim majiteľom značné zisky. Jedná sa napríklad o dobu hyperinflácie v Nemecku. Majitelia obligácií a bankových vkladov v tomto období prišli na mizinu. Počas roku 1923 vzrástla reálna hodnota nemeckých akcií na viac než päťnásobok. Hodnota bankových vkladov však klesla takmer na nulu.

Štatistiku o výnosoch na rôznych svetových akciových trhoch počas 20. storočia zachytáva Príloha č. 1. Najskôr je tu uvedených sedem politicky stabilných krajín, ktorých akciové trhy fungovali nepretržite od 20. rokov 20. storočia. Akciové trhy v USA, Kanade, Švédsku a Švajčiarsku, v ktorých bola v tej dobe historicky nízka inflácia, dosiahli vyššie reálne výnosy než burzy vo Veľkej Británii, Austrálii a na Novom Zélande. Akcie Nového Zélandu poskytli investorom počas sledovaného obdobia v priemere záporné reálne výnosy. Došlo k tomu preto, lebo priemerná inflácia bola v tejto krajine najvyššia.

Mohlo by sa zdať, že akcie ako štít proti inflácii nefungujú, aj keď podliehajú menšiemu inflačnému riziku než obligácie. Zvyšok krajín zobrazených v Prílohe č. 1 sú krajiny emerging markets. V týchto krajinách počas sledovaného obdobia vládla vysoká inflácia a akcie sa tu osvedčili ako účinný štít proti inflácii a poskytli dokonca výnosy (Argentína v 70-90. rokoch, Peru, Chile). Tieto výnosy sú však spojené s vysokou volatilitou.

Dôležitú úlohu má aj politické riziko. V Argentíne v období 1947-1965 bola ekonomika krajiny zruinovaná a akcie stratili takmer 100 % reálnej hodnoty. Naproti tomu počas 80. rokov kedy argentínska inflácia dosahovala 386 168 700 % a prakticky zničila finančný systém a ekonomiku tejto krajiny, posilnil argentínsky akciový index o

590 838 000 %, teda reálne o 53 %. Akcie v tejto situácii boli jednou z mála možností ako uniknúť inflácii. Celkovo možno skúsenosti s akciami počas obdobia inflácie označiť za zmiešané.

### 3 Využitie modelov vektorovej autoregresie vo financiách

Vzťah medzi infláciou a výnosmi akcií nie je jednoznačný a na jeho overenie možno použiť viacero metód. Medzi sofistikované metódy patrí práve vektorová autoregresia. Táto kapitola obsahuje charakteristiku modelov vektorovej autoregresie. Pozornosť je venovaná aj stacionarite časových rad a základným testom stacionarity. Objasnený je princíp kointegrácie a vektorový model korekcie chyby. Nasleduje odozva na impulz, rozklad rozptylu a konečné zhodnotenie zistených výsledkov.

#### 3.1 Modely vektorovej autoregresie

Vývoj makroekonomických časových radov je spojený s určitými vzťahmi, ktoré je potrebné identifikovať a špecifikovať. Pri skúmaní časových radov dvoch či viacerých premenných sa využíva vektorová autoregresia.

Modely vektorovej autoregresie (VAR) riešia prepojenie jednotlivých skúmaných radov ako závislosť od navzájom posunutých hodnôt a tým zabezpečujú previazanosť analyzovaných radov. Každá vysvetľovaná premenná závisí teda od vlastných oneskorených hodnôt a od oneskorených hodnôt premenných zavedených do modelu. VAR model je špecifickým prípadom viac rovníčového modelu.

Modely VAR slúžia najmä k predpovediam a simuláciám dopadov hospodárskej politiky. Môžu byť využité tiež k analýze funkcií odozvy na impulz a pri dekompozícii rozptylu chyby predpovedi. Pri použití VAR je nutné brať v úvahu ich výhody a nevýhody. Cipra (2013) za výhody VAR modelu považuje:

- nie je potrebná špecifikácia premenných na endogénne a exogénne. V klasickom modeli VAR sú všetky premenné endogénne,
- VAR modely majú bohatšiu štruktúru než jednorozmerné AR modely. Premenná VAR modelu závisí na viacerých hodnotách, nie len na svojich vlastných oneskorených hodnotách a bielom šume ako je to u jednorozmerných AR modeloch,
- pre odhad modelu VAR v redukovanom tvare, keď na pravej strane sú iba oneskorené hodnoty a sú v danom čase predeterminované, možno použiť metódu najmenších štvorcov,
- podľa empirických skúseností má model VAR lepšiu predpovedaniu schopnosť ako modely simultánných rovníc.

Cipra (2013) menuje tiež nevýhody VAR modelu, medzi ktoré patrí:

- príliš technická aplikácia VAR bez nájdenia hlbšieho opodstatnenia,
- problém určenia, ktorý rad  $p$  modelu použiť, tzn. aké oneskorenie použiť,
- značný počet parametrov modelu VAR,
- predpoklad, že všetky premenné VAR modelu sú stacionárne.

Podmienka VAR modelu o stacionarite časových rad je dôležitá. Ekonomické časové rady bývajú často nestacionárne a pre dosiahnutie stacionarity je potrebná ich transformácia, napríklad diferencovaním. Táto transformácia môže byť spojená so stratou informácie o dlhodobých rovnovážnych vzťahoch medzi jednotlivými radami. Problematika modelovania nestacionárnych časových radov úzko súvisí s kointegráciou a s vektorovým modelom korekcie chyby (viď. podkapitoly 3.3 a 3.4).

Hušek (2007), obecné vyjadruje štandardný maticový tvar  $m$ -rozmerného VAR( $p$ ) modelu pre ľubovoľné pozorovanie  $t$  rovnicou:

$$y_t = \delta + \pi_1 y_{t-1} + \pi_2 y_{t-2} + \dots + \pi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T, \quad (3.1)$$

|     |                 |   |
|-----|-----------------|---|
| kde | $\delta$        | je $m \times 1$ vektor úrovňových konštánt,   |
|     | $\pi_i$         | je $m \times m$ matica neznámych parametrov endogénnych premenných, oneskorených o $i$ období ( $i = 1, 2, \dots, p$ ), |
|     | $y$             | je $m \times 1$ vektor pozorovaní bežných alebo rovnako oneskorených hodnôt endogénnych premenných,                     |
|     | $m$             | je počet rovníc a zároveň endogénnych premenných modelu,  |
|     | $\varepsilon_t$ | je $m \times 1$ vektor normálne rozdelených náhodných zložiek.  |

Model vyjadrený rovnicou (3.1) je v neobmedzenom redukovanom tvare. Priebeh **zostavenia modelu vektorovej autoregresie** je nasledovný. Najskôr sú pomocou ekonomickej teórie zvolené premenné modelu. Následne sú dáta transformované na stacionárne rady. Potom je zvolená maximálna dĺžka oneskorenia, ktorú v prípade potreby možno zredukovať a zjednodušiť tak model. Posledný krok predstavuje ortogonalizácia náhodných zložiek, ktorá zaručí, že kovariančná matica náhodných zložiek bude skalárna teda, že ľubovoľné náhodné zložky v každej z rovníc budú sériovo nezávislé.



Dôležité pre konštrukciu VAR modelu je zvoliť dĺžku oneskorenia  $p$  a počet premenných  $m$ . Pri **určovaní dĺžky oneskorenia** sa používajú identifikačné procedúry založené na informačných kritériách alebo na štatistických testoch.

Cipra (2013) radí medzi štatistické testy na určenie dĺžky oneskorenia modelu VAR test pomerom vierohodnosti (LR-test) a Wald test. Častejšie používaným je predovšetkým **LR-test**. Ide o test založený na pomere vierohodnosti, s kritickým oborom:

$$LR = n(\ln|\hat{\Sigma}_R| - \ln|\hat{\Sigma}_U|) > \chi^2_{1-\alpha}(qm^2), \quad (3.2)$$

kde  $\hat{\Sigma}_R$  predstavuje odhadnutú rozptylovú maticu odhadnutej reziduálnej zložky v obmedzenom modeli s nulovými parametrickými maticami  $\Phi_i$  pre posledných  $q$  oneskorení,  $\hat{\Sigma}_U$  je analogická matica pre pôvodný neobmedzený model.

**Wald test** odpovedá klasickému  $F$ -testu v regresných modeloch, rozdiel spočíva vo výpočte  $p$ -hodnoty. Vo Wald teste sa aplikuje  $\chi^2$ -rozdelenie.

Hušek (2007), určuje maximálnu dĺžku oneskorenia prostredníctvom informačných kritérií, ktorými sú napríklad Akaike, Schwarz či Hannan-Quinn informačné kritérium.

**Akaike informačné kritérium** má tvar:

$$AIC(p) = \ln|\hat{\Sigma}_p| + \frac{2}{T}pk^2, p = 1, 2, \dots, k, \quad (3.3)$$

obdobne je definované **Schwarz informačné kritérium**:

$$SBIC(p) = \ln|\hat{\Sigma}_p| + \frac{\ln T}{T}pk^2, p = 1, 2, \dots, k, \quad (3.4)$$

**Hannan-Quinn informačné kritérium** má podobu:

$$HQ(p) = \ln|\hat{\Sigma}_p| + \frac{2\ln(\ln T)}{T}pk^2, p = 1, 2, \dots, k, \quad (3.5)$$

kde  $|\hat{\Sigma}_p|$  je determinant odhadnutej kovariančnej matice rezíduí pre model VAR(p),

$T$  je počet pozorovaní, resp. dĺžka pozorovaného časového radu.

Ako optimálna dĺžka oneskorenia sa zvolí to oneskorenie, ktoré minimalizuje uvedené kritéria. Výraz  $pk^2$  penalizuje veľké hodnoty oneskorenia modelu VAR, pričom  $AIC(p)$  má

tendenciu dĺžku oneskorenia asymptoticky nadhodnocovať. Kritéria  $SBIC(p)$  a  $HQ(p)$  dávajú konzistentné odhady  $p$ .

Ak sú splnené všetky vyššie zmienené požiadavky, možno previesť odhad **parametrov modelu VAR**. Odhad parametrov môže byť prevedený prostredníctvom metódy najmenších štvorcov alebo metódou zobecnených najmenších štvorcov. Pri dodržaní predpokladu normality rezíduí možno pre odhad parametrov využiť i metódu maximálnej dôveryhodnosti.

### 3.2 Testovanie stacionarity

Jedným z predpokladov VAR modelu je stacionarita časových radov. Zahrnutím nestacionárnej rady do modelu môže dôjsť k zdanlivej regresii. Zdanlivá regresia má vysoký koeficient determinácie a  $t$ -štatistika sa javí ako významná, avšak výsledky nie sú ekonomicky významné. Keďže typickou vlastnosťou ekonomických časových radov je ich nestacionarita, je pri modelovaní metódami vektorovej autoregresie potrebné rozoznávať medzi stacionárnymi a nestacionárnymi radami.

Cipra (2013), rozlišuje silnú a slabú stacionaritu. Silná stacionarita znamená, že pravdepodobnostné chovanie stochastického procesu nezávisí na čase a všetky momenty sú konštantné a konečné. Slabá stacionarita viacrozmernej časovej rady  $\{y_t\}$  znamená, že aspoň stredná hodnota, rozptyl a kovariancia stochastického procesu sú konštantné a nezávislé na čase:

$$E(y_t) = \mu = \text{konšt}, \quad (3.6)$$

$$\text{cov}(y_s, y_t) = E(y_s - \mu)(y_t - \mu)' = \text{cov}(y_{s+h}, y_{t+h}) \text{ pre ľubovoľné } h, \quad (3.7)$$

$$\text{var}(y_t) = \Sigma_{yy} = \text{konšt}. \quad (3.8)$$

Nestacionárne časové rady podliehajú zmenám v priemere a variabilite. Je dôležité rozoznávať správanie sa trendu v modelovaných premenných. Ak majú nestacionárne časové rady lineárny trend, potom jednoduché prvé diferencie proces stacionarizujú. Ak časová rada vykazuje známky rôzneho rozptylu hodnôt pri nižších a rôzneho pri vyšších úrovniach, potom hovoríme o nestacionarite procesu vzhľadom na rozptyl. Ako vhodná transformácia pre získanie stacionárneho radu sa uvádza logaritmovanie. Nestacionárne časové rady možno, podľa Lukacika a Pekára (2006), rozdeliť na dve základné skupiny, a to na trendovo stacionárne procesy a diferenčne stacionárne procesy.

**Trendovo stacionárny proces** je možné stacionarizovať odrátaním deterministickej časti modelu od procesu. Napríklad uvažujme lineárny deterministický trend v premennej, vtedy platí:

$$y_t = \alpha + \beta \times t + \varepsilon_t, \quad (3.9)$$

kde  $y_t$  predstavuje vývoj premennej v čase  $t$ ,  
 $\alpha$  a  $\beta$  sú parametre,  
 $\varepsilon_t$  je stacionárna náhodná zložka.

Časový rad  $y_t$  je zjavne nestacionárny proces. Odrátaním deterministickej časti modelu od procesu, sa stane proces stacionárnym:

$$(y_t - \alpha - \beta \cdot t) = \varepsilon_t. \quad (3.10)$$

Rozlišujeme aj proces náhodnej prechádzky (random walk), keď platí:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.11)$$

pričom  $y_t$  je stacionárny proces vzhľadom na priemer, no nie vzhľadom na rozptyl. Teda rozptyl trendovo stacionárnych procesov je konečná hodnota. Rozptyl náhodnej prechádzky je nekonečný.

Proces náhodnej prechádzky s konštantou sa nazýva proces náhodnej prechádzky s driftom, ide o **stochastický trend**, platí:

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.12)$$

kde  $y_t$  predstavuje vývoj premennej v čase  $t$ ,  
 $y_{t-1}$  vyjadruje vývoj premennej v čase  $t - 1$ ,  
 $\alpha$  je parameter,  
 $\varepsilon_t$  je náhodná zložka.

Takýto proces nazývame **diferenčne stacionárny proces**, lebo jednoduchou diferenciou sa proces stane stacionárnym. Kvôli špeciálnemu tvaru polynómu oneskorenia (koreň sa rovná 1) sa nazýva aj procesom s jednotkovým koreňom.

Dôležitým ekonomickým rozdielom medzi stacionárnymi a nestacionárnymi procesmi je reakcia na šok v náhodnej zložke. V stacionárnych procesoch sa šok postupne stráca, ale pri nestacionárnych procesoch má šok permanentný vplyv.

Preto je dôležité rozlišovať nestacionárne časové rady podľa počtu diferencií potrebných pre získanie stacionarity. Časovú radu možno označiť ako **integrovanú radu  $k$**  v prípade ak nespĺňa podmienky stacionarity a pomocou  $k$ -násobného diferencovania je možné ju previesť na stacionárnu. Diferencovanie integrovaného procesu  $y_t$  radu jedna, ktorý obsahuje práve jeden jednotkový koreň, možno označiť ako:

$$y_t \sim I(1), \Delta y_t \sim I(0), \quad (3.13)$$

|     |              |  |
|-----|--------------|--|
| kde | $y_t$        | je vývoj premennej v čase,   |
|     | $I(1)$       | označuje integrovanú radu jedna ak sú jej zmeny stacionárne po prvej diferencii, |
|     | $\Delta y_t$ | vyjadruje prvú diferenciu premennej,   |
|     | $I(0)$       | predstavuje stacionárnu časovú radu.   |

Testovanie radu integrovanosti časových rad prebieha prostredníctvom **testov jednotkového koreňa** (Unit Root tests). Ide o štatistické testy vyhodnocované na určenej hladine významnosti, najčastejšie sa používa 1 %, 5 % alebo 10 % hladina. Medzi testy jednotkového koreňa patrí napríklad Dickey-Fuller test, rozšírený Dickey-Fuller test, Phillips-Perron test, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test. V práci je použitý rozšírený Dickey-Fuller test (ADF test) a Phillips-Perron test (PP test).

### 3.2.1 Dickey-Fuller test

Dickey-Fuller test (DF test) jednotkového koreňa bol vyvinutý v 70. rokoch 20. storočia. Pomocou DF testu testujeme nulovú hypotézu, ktorá predpokladá existenciu jednotkového koreňa a teda nestacionárny proces oproti alternatívnej hypotéze, ktorá predpokladá, že proces je stacionárny. Boli navrhnuté tri varianty tohto testu:

- jednostranný test náhodnej prechádzky proti stacionárnemu AR (1) procesu,

$$(1) H_0: y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ proti } H_1: y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon \text{ pre } \varphi < 1, \quad (3.14)$$

- jednostranný test náhodnej prechádzky proti stacionárnemu AR (1) procesu s (nenulovou) úrovňou,

$$(2) H_0: y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ proti } H_1: y_t = \alpha + \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon \text{ pre } \varphi < 1, \quad (3.15)$$

- jednostranný test náhodnej prechádzky proti stacionárnemu AR (1) procesu s lineárnym trendom,

$$(3) H_0: y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ proti } H_1: y_t = \alpha + \beta \times t + \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon \text{ pre } \varphi < 1. \quad (3.16)$$

Nulovú a alternatívnu hypotézu možno obecné pre všetky tri prípady zapísať:

$$H_0: y_t = \psi y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ pre } \psi = 0, \quad (3.17)$$

$$H_1: y_t = \alpha + \beta \cdot t + \psi y_{t-1} + \varepsilon \text{ pre } \psi < 0, \quad (3.18)$$

kde  $\psi = \varphi_1 - 1$  a (1)  $\alpha = \beta = 0$  a (2)  $\beta = 0$ .

Pritom v prípade alternatívy (2) alebo (3) je dôležité iba to, či  $\psi < 0$ . Nie je dôležitá prípadná významnosť ani numerická hodnota interceptu  $\alpha$  alebo smernice  $\beta$ , ktoré pri nestacionarite s  $\psi = 0$  nemusia byť správne.

Testová štatistika v (1), (2), (3) je klasický  $t$ -pomer, testuje sa významnosť regresného parametru  $\psi$  v modeli:

$$DF = \frac{\hat{\psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\psi})}, \quad (3.19)$$

pri platnosti nulovej hypotézy  $\psi = 0$  testová štatistika DF nemá  $t$ -rozdelenie ako v prípade klasického  $t$ -pomera, ale neštandardné rozdelenie. Pre výpočet môže byť využitý program EViews7, ktorý počíta  $p$ -hodnoty podľa MacKinnona.

### 3.2.2 Rozšírený Dickey-Fuller test

Základný DF test možno použiť iba pre časové rady, kde reziduálna zložka  $\varepsilon_t$  predstavuje nezávislý biely šum. Ak závislá premenná  $\Delta y_t$  obsahuje autokoreláciu, je nutné z dôvodu zníženia pravdepodobnosti zamietnutia platnej nulovej hypotézy použiť rozšírený ADF test. Nulová hypotéza pre ADF test má tvar:

$$H_0: \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ pre } \psi = 0, \quad (3.20)$$

pričom testová štatistika a kritické hodnoty pre jednotlivé varianty (1), (2), (3) sú rovnaké ako pred rozšírením. Test sa opäť týka len parametru  $\psi$ , pridané autoregresné členy v (3.20) len absorbujú dynamickú štruktúru obsiahnutú v závislej premennej.

V práci využitý software EViews7 používa k presnejšiemu výberu platnej hypotézy u malých súborov  $p$ -štatistiku, ktorá určí spoľahlivosť testu. Ak nedosiahne  $p$ -štatistika aspoň zvolenej hladiny významnosti je nulová hypotéza zamietnutá. Ak nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu, overuje sa nestacionarita v úrovniach pomocou testu stacionarity časovej

radu v prvej diferencii. Ak sú dáta v prvej diferencii stacionárne, je zamietnutá nulová hypotéza o existencii jednotkového koreňa, pôvodné časové rady jednotkový koreň už obsahujú a sú nestacionárne.

### 3.2.3 Phillips-Perron test

Phillip-Perron test sa zaoberá sériovou koreláciou pri testovaní jednotkového koreňa. Rozdiel medzi PP testom a ADF testom spočíva v tom, že autokorelovanosť sa nerealizuje rozšírením o autoregresné členy, ale priamo korekciou odhadnutej smerodajnej odchýlky v menovateli DF štatistiky.

## 3.3 Kointegrácia

Nestacionárne časové rady možno v klasickom VAR modeli použiť až po ich stacionarizácii diferencovaním. Po využití diferencovaných radov vo VAR modeli, je namiesto dlhodobých vzťahov medzi radami skúmaný iba vzťah medzi rastom alebo tempom rastu.

Cipra (2013) uvádza, že vzájomné vzťahy medzi časovými radami môžu mať **krátkodobý** charakter, kedy medzi časovými radami existuje vzťah iba v relatívne krátkom období a časom zmizne. Druhý typ vzťahu má **dlhodobé** trvanie, s postupujúcim časom nezmizne ale konverguje v čase k určitému rovnovážnemu stavu, ekvilibriu.

Aby sa pri modelovaní nestratila informácia o dlhodobom vývoji, bola navrhnutá koncepcia kointegrácie. Kointegrácia ponúka možnosť využiť za istých okolností k analýze aj nestacionárne rady. Aby mohli byť časové rady analyzované je nutné, aby sa v dlhodobom horizonte nerozchádzali. Pokiaľ dôjde ku krátkodobému odklonu smeru, ktorý sa časom vytratí a existuje hranica, za ktorú nemôže ísť, potom sú časové rady v ekvilibiu. Takéto časové rady možno zo štatistického hľadiska považovať za kointegrované.

V kointegračnom vzťahu je zahnutá informácia o dlhodobých vzťahoch pôvodných nestacionárnych radov, teda dlhodobá rovnováha medzi premennými. V krátkodobých časových úsekoch dochádza k vychýleniu od rovnováhy.

Cipra (2013), definuje kointegráciu nasledovne. Nech  $\{y_{1t}\}, \dots, \{y_{mt}\}$  sú nestacionárne časové rady, ktorých nestacionarita je spôsobená práve jedným jednotkovým koreňom príslušného autoregresného polynómu. Potom rady  $\{y_{1t}\}, \dots, \{y_{mt}\}$  sú kointegrované ak:

- existuje ich netriviálna (nenulová) lineárna kombinácia, ktorá je stacionárna,

- alebo ekvivalentne: model VAR viacrozmernej rady  $\{y_{1t}\}, \dots, \{y_{mt}\}'$  má  $m - r$  jednotkových koreňov, kde  $0 < r < m$ , kde  $r$  je počet kointegračných vzťahov,
- obecnjšie možno definovať kointegráciu radu  $(d, b)$ ,  $(b > 0, d > 0)$ , kde  $y_{1t} \sim I(d), \dots, y_{mt} \sim I(d)$  a existuje netriviálna lineárna kombinácia daných radov, ktorá je typu  $I(d - b)$ .

### 3.3.1 Testovanie kointegrácie Engle-Granger testom

Testovanie kointegrácie zahŕňa stanovenie počtu  $r$  kointegračných vzťahov v danom VAR modeli (pre prípadnú konštrukciu EC modelu). K potvrdeniu kointegrácie dôjde v prípade ak  $r > 0$ . Najznámejšími testami kointegrácie je Engle-Granger test a Johansen test.

Engle-Granger test prebieha nasledovne. V prvom kroku je pomocou metodiky testovania jednotkových koreňov zistený rad premenných. Môžu nastať tri situácie:

- ak majú obe premenné rovnaký rad (s výnimkou stacionarity), čo vyžaduje koncepcia kointegrácie, pokračuje test kointegrácie ďalším krokom,
- ak je rád integrácie premenných rozdielny, možno vyvodiť záver, že premenné nie sú kointegrované,
- ak sú premenné stacionárne, testovanie končí, lebo pre odhad sa dajú použiť štandardné regresné techniky, napr. VAR model.

V druhom kroku je pomocou metódy najmenších štvorcov odhadnutá rovnica dlhodobej rovnováhy zvaná tiež **rovnica kointegrácie**:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t. \quad (3.21)$$

Aby boli premenné kointegrované, mali by byť rezíduá odhadnuté z modelu stacionárne, teda typu  $I(0)$ . V treťom kroku je využité testovanie jednotkových koreňov, napr. prostredníctvom rozšíreného Dickey-Fuller testu a testuje sa nulová hypotéza:

$$H_0: \Delta \hat{\varepsilon}_t = \psi \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t \text{ pre } \psi = 0. \quad (3.22)$$

Prijatie nulovej hypotézy o nestacionarite radu rezíduí vyplýva z akceptácie  $\psi = 0$ . Teda ak kritická hodnota je väčšia ako tabelovaná hodnota, znamená to, že premenné nie sú kointegrované. Zamietnutie nulovej hypotézy značí kointegráciu skúmaných premenných.

Nedostatkom tejto procedúry je, že v prípade nestacionárnych veličín je odhad modelu metódou najmenších štvorcov nespoľahlivý a pri viacerých kointegračných vzťahoch nemožno ovplyvniť, ktorý z nich je vlastne odhadovaný.

### 3.3.2 Testovanie kointegrácie Johansenovým testom

V praxi je častejšie využívaný Johansenov test. Postup Johansenovho testu určenia počtu kointegrujúcich vektorov je nasledovný:

- pomocou ADF testu sa určí rád kointegrácie všetkých premenných,
- určí sa rad  $p$  vektorovo autoregresného modelu formulovaného v pôvodných úrovniach pomocou AIC a SC, prípadne na základe ďalších testov,
- odhadne sa model, kde  $\Delta y_t$  je vysvetlená pomocou  $\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$ .

Podľa Cipru (2011) je Johansenov test založený na odhadu tzv. kanonických korelácií, ktoré merajú v modeli parciálnu závislosť medzi  $m$ -rozmernými vektormi  $\Delta y_t$  a  $y_{t-1}$  pri pevných hodnotách vektoru  $\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$ . Kanonické korelácie predstavujú druhé odmocniny vlastných čísel matíc označovaných ako  $\lambda_1, \dots, \lambda_m$ . Počet týchto nenulových hodnôt potom určuje počet kointegračných vzťahov v modeli. Johansenove testy teda testujú nulovosť hodnôt  $\lambda$  a ide o testy založené na dôveryhodnostnom pomere, i keď ich kritické hodnoty nie sú generované pomocou  $\chi^2$ -rozdelenia, ale simulačne (EViews7, MacKinnon).

Rozšírené sú dva typy týchto testov, ide o test stopy a test maxima charakteristických hodnôt. Testová **štatistika testu stopy** (Trace test) je nasledovná:

$$\lambda_{trace}(r) = -n \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (3.23)$$

kde  $\hat{\lambda}_i$  predstavuje odhadnuté charakteristiky hodnoty,  
 $n$  reprezentuje počet pozorovaní.

Test stopy je združený test nulovej hypotézy:

$$H_0: r = 0 \text{ oproti } H_1: r \geq 1, \text{ ak } \lambda_{trace}(r) \text{ väčšia ako kritická hodnota}, \quad (3.24)$$

následne

$$H_0: r \leq 0 \text{ oproti } H_1: r \geq 2, \text{ ak } \lambda_{trace}(r) \text{ väčšia ako kritická hodnota}, \quad (3.25)$$

postupne až po



$$H_0: r \leq m - 1 \text{ oproti } H_1: r = m, \text{ ak } \lambda_{trace}(r) \text{ väčšia ako kritická hodnota.} \quad (3.26)$$

Druhým testom je *test maxima charakteristických hodnôt*:

$$\lambda_{max}(r) = -n \ln(1 - \hat{\lambda}_{i+1}), \quad (3.27)$$

ktorý testuje opäť sekvenciu nulových hypotéz:

$$H_0: r = 0 \text{ oproti } H_1: r = 1, \text{ ak } \lambda_{max}(r) \text{ väčšia ako kritická hodnota,} \quad (3.28)$$

následne

$$H_0: r \leq 1 \text{ oproti } H_1: r = 2, \text{ ak } \lambda_{max}(r) \text{ väčšia ako kritická hodnota,} \quad (3.29)$$

postupne až po

$$H_0: r \leq m - 1 \text{ oproti } H_1: r = m, \text{ ak } \lambda_{max}(r) \text{ väčšia ako kritická hodnota.} \quad (3.30)$$

V oboch testoch sa testovanie končí prvou hypotézou s nevýznamným výsledkom. Zodpovedajúca hodnota  $r$  z nulovej hypotézy je hodnotou kointegrujúcej matice.

S tretím krokom Johansenovho testu, t.j. s odhadom modelu, je spojená komplikácia. Dôvodom je, že v tomto kroku sa rozhoduje o prítomnosti konkrétnych deterministických zložiek v modeli. Lukáčik a Pekár (2006) považujú výber deterministických zložiek v modeli za dôležitý preto, lebo ovplyvňuje rozdelenie relevantných štatistík používaných pri kointegračnej analýze.

Vo všeobecnom vektorovom modeli s korekčným členom (VEC) ktorého podstata je vysvetlená v podkapitole 3.4, existuje päť rôznych možných špecifikácií deterministických zložiek:

1. nulový priemer pre stacionárnu časť VEC modelu a nenulový priemer pre zložky, ktoré sú integrované,
2. konštanty patria do kointegrujúceho priestoru a teda nenulový priemer má stacionárnu časť aj integrované komponenty,
3. nulový priemer pre stacionárnu časť VEC modelu a lineárny trend pre zložky, ktoré sú integrované,
4. obe zložky VEC modelu obsahujú lineárny trend,
5. predstavuje lineárny trend stacionárnej časti modelu a kvadratický trend časti, ktorá je integrovaná.

Pokiaľ výsledky testu preukážu kointegráciu časových radov, môžeme následne vyjadriť vektorový model korekcie chyby.

### 3.4 Vektorový model korekcie chyby

Vektorový model korekcie chyby (VEC) predstavuje podmnožinu modelu vektorovej autoregresie a je využívaný pre analýzu kointegrovaných nestacionárnych radov. Vďaka kointegračnému vektoru rezíduí je v modeli zohľadnený aj dlhodobý vzťah medzi premennými. VEC model obsahuje totiž vo svojej špecifikácii pôvodné premenné aj ich diferencie.

Cipra (2013), uvažuje dve rady  $\{x_t\}$  a  $\{y_t\}$ , obe sú nestacionárne typu  $I(1)$ . Existuje predpoklad, že jedna rada ovplyvňuje druhú a vzhľadom k ich nestacionarite vyšetrujeme pomocou modelu:

$$\Delta y_t = \gamma \cdot \Delta x_t + \varepsilon_t. \quad (3.31)$$

Vzťah medzi premennými  $\{x_t\}$  a  $\{y_t\}$  nás zaujíma až po jeho dlhodobom vyvážení do rovnovážneho stavu, kedy prírastky premenných za časové jednotky sú takmer nulové, vzťah (3.31) je nevýznamný.

Ak možno považovať rady  $\{x_t\}$  a  $\{y_t\}$  za kointegrované, použijeme upravený model, v ktorom je pridaný korekčný člen vytvorený z úrovňových hodnôt daných veličín v predchádzajúcom čase  $t - 1$ :

$$\Delta y_t = \gamma \cdot \Delta x_t + \alpha \cdot (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (3.32)$$

|     |                        |  |
|-----|------------------------|--|
| kde | $y_{t-1}$              | korekčný člen,   |
|     | $-\beta \cdot x_{t-1}$ | korekčný člen,   |
|     | $\beta$                | vyjadruje dlhodobý kointegračný vzťah medzi premennými a zapisuje sa do tzv. kointegračných vektorov typu $(1, -\beta)'$ , |
|     | $\gamma$               | popisuje krátkodobé vzťahy medzi premennými,   |
|     | $\alpha$               | určuje rýchlosť prispôsobenia rovnovážnemu stavu.  |

Model vektorovej korekcie chyby popisuje krátkodobý vzťah medzi prírastkami  $\Delta y_t$  a  $\Delta x_t$  a zároveň vytvára korekciu pre prípad, že sa krátkodobé zmeny oboch veličín odchyľujú od úrovne ich dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Podstatou modelu je vysvetliť

zmeny jednej premennej pomocou druhej premennej a tiež pomocou oneskorení oboch skúmaných premenných.

**Konštrukcia VEC modelu** prebieha v nasledujúcich bodoch (za predpokladu, že rada  $y_1, \dots, y_n$  je buď stacionárna, alebo nestacionárna typu  $I(1)$ ):

- najskôr sú prevedené testy jednotkového koreňa, napr. prostredníctvom ADF testu pre jednotlivé časové rady  $\{y_{1t}\}, \dots, \{y_{mt}\}$ . Ak sú nulové hypotézy o jednotkových koreňoch zamietnuté, sú tieto časové rady stacionárne a je skonštruovaný model VAR. V opačnom prípade obsahujú dané rady vzhľadom k jednotkovým koreňom stochastické trendy a nasleduje bod 2,
- ďalej je prevedený Johansenov test na kointegráciu. Kointegrácia je zamietnutá ak  $r = 0$  a prejde sa ku bodu 3. Ak  $0 < r < m$ , je potvrdená existencia  $r$  kointegračných vzťahov a prejde sa ku kroku 4 (prípád  $r = m$  je vylúčený bodom 1),
- kointegrácia bola zamietnutá, následne sa pre stacionárnu radu  $\Delta y_1, \dots, \Delta y_n$  vytvorí model VAR,
- z dôvodu existencie  $r$  kointegračných vzťahov sa pre  $y_1, \dots, y_n$  odhadne príslušný VEC model. Odhady VEC modelov prebiehajú napríklad cez kombinácie LM-metódy s metódou najmenších štvorcov a to prostredníctvom pomocných programov. Jedným z takýchto programov je napríklad EViews7.

Konečnú fázu predstavuje **diagnostika modelu**, ktorá určí nakoľko je model presný a spoľahlivý. Testuje sa časová nekorelovanosť v odhadnutej reziduálnej zložke a to prostredníctvom LM-testu. Možné je tiež otestovať heteroskedasticitu, napríklad cez White test. Cez test Jarque-Bera možno testovať normalitu odhadnutej reziduálnej zložky. Dôležitý je tiež koeficient determinácie a upravený koeficient determinácie. Testovať štatistickú významnosť modelu možno prostredníctvom  $F$ -štatistiky a  $p$ -hodnoty.

### 3.5 Odozva na impulz a rozklad rozptylu

Pri určovaní intenzity vzťahu alebo dĺžky pretrvania efektu určitých jednorazových zmien medzi časovými radami, možno využiť postupy označované ako odozva na impulz a rozklad rozptylu.

**Odozva na impulz** (impulz response) zachytáva reakciu vysvetľovanej premennej modelu VAR na impulz v modeli VAR. Impulz môže predstavovať napríklad inovačný šok. V  $m$ -rozmernom modeli VAR možno v čase od okamžiku impulzu sledovať celkom

$m^2$  odoziev. Každá z  $m$  vysvetľovaných premenných má vždy  $m$  odoziev na impulz v jednotlivých rovniciach. V stacionárnom modeli VAR, vplyv impulzov vo všetkých  $m^2$  prípadoch postupne, avšak s rôznou rýchlosťou, odznie. Pri nestacionárnych procesoch má šok permanentný vplyv. Impulz sa zvyčajne štandardizuje do výšky jeden násobku alebo viacnásobku odhadnutej smerodajnej odchýlky bieleho šumu, Musílek (2013).

**Rozklad rozptylu** (variance decomposition) určuje, koľko z rozptylu chyby predpovede o  $h$  krokoch dopredu pre danú vysvetľovanú premennú, je vysvetlené inováciami v jednotlivých rovniciach. Vyjadruje teda relatívny vplyv inovácií z jednotlivých rovníc na zvolenú premennú. Na vysvetlení rozptylu predpovednej chyby vysvetľovanej premennej sa najväčšmi podieľa inovácia v tej istej rovnici.

## 4 Modelovanie vplyvu inflácie na výnosy akciového indexu

Po oboznámení sa s teoretickými východiskami jednak z ekonomickej tak z ekonometrickej oblasti možno pristúpiť k samotnému modelovaniu vplyvu miery inflácie na výnosy akciového indexu.

Analyzovaný je vzťah medzi cenami akcií na nemeckom akciovom trhu a nemeckou cenovou hladinou. Všetky ekonometrické operácie, grafy a výpočty sú prevedené prostredníctvom softwaru EViews7.

V tejto kapitole sú popísané vstupné dáta a prebehne tu testovanie stacionarity a kointegrácie. Ďalej je odhadnutý vektorový model korekcie chyby. Prevedená je tiež analýza odozvy na impulz a rozklad rozptylu.

Testovanie stacionarity premenných je uskutočnené prostredníctvom rozšíreného Dickey-Fuller testu a cez Phillips-Perron test. Existencia kointegračného vzťahu medzi premennými je otestovaná cez Johansenov test. V prípade potvrdenia kointegračného vzťahu medzi cenami akcií a cenovou hladinou v Nemecku bude, podľa podkapitoly kapitoly 3.3, odhadnutý vektorový model korekcie chyby.

### 4.1 Vstupné dáta

Vstupné dáta sú sledované za obdobie od prvého kvartálu 1993 po štvrtý kvartál 2014. Pre vytvorenie modelu sú použité štvrťročné údaje. Jedna časová rada obsahuje 88 pozorovaní. Kvôli správnej identifikácii dlhodobých vzťahov medzi premennými sú časové rady sezónne očistené a následne transformované logaritmovaním. Sezónne očistenie je vykonané prostredníctvom aparátu Census X-12 v softwaru EViews7. Pôvodné vstupné dáta sú obsiahnuté v Prílohe č. 2 a upravené dáta v Prílohe č. 3.

Analyzovaný je vývoj cien akcií a cenovej hladiny v Nemecku. Prostredníctvom databáze Main Economic Indicators z OECD<sup>1</sup> je získaný *index cien nemeckých akcií*. Tento index je v práci ďalej označovaný ako DAX. Cenová hladina v Nemecku je sledovaná prostredníctvom *indexu spotrebiteľských cien*. Údaje o indexu spotrebiteľských cien sú získané z databáze Deutsche Bundesbank<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup><http://stats.oecd.org/>.

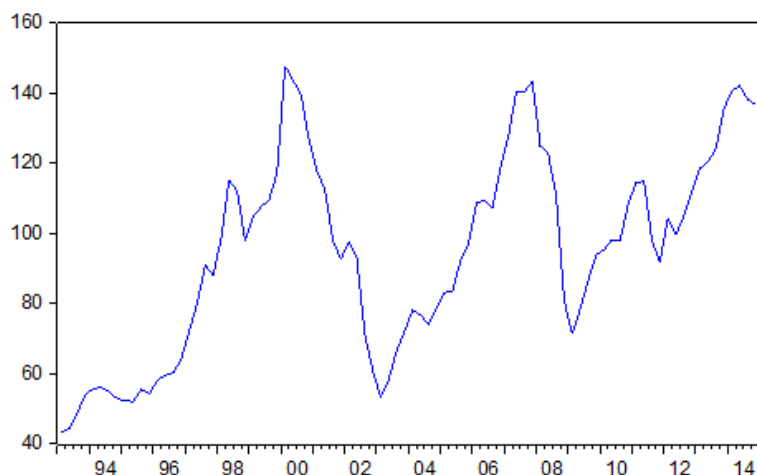
<sup>2</sup><http://bundesbank.de/>.

#### 4.1.1 Vývoj nemeckého akciového indexu

Hodnota nemeckého akciového indexu je vyjadrená prostredníctvom bodovej škály, kde základným obdobím je rok 2010. Mesačné údaje indexu cien akcií sú získané ako prostý aritmetický priemer konečných denných hodnôt. Štvrťročné údaje sú priemerom údajov mesačných.

Vývoj časovej rady indexu cien nemeckých akcií (DAX) v období 1993-2014 je zobrazený na Obr. 4.1. Najvyššiu hodnotu dosiahol DAX v prvom kvartáli roku 2000. Po prepuknutí špekulatívnej bubliny technologického sektora začal DAX klesať a v prvom kvartáli roku 2003 dosiahol dno. Opätovné oživenie indexu trvalo do roku 2007. Potom sa začala prejavovať finančná kríza, ktorú vyprovokovala hypotečná kríza v USA. Finančná kríza sa následne premenila na krízu ekonomickú a DAX klesol na dno v druhom kvartáli roku 2009. Nasleduje rast indexu. Rastúci trend, s výnimkou roku 2011, pokračuje do súčasnosti.

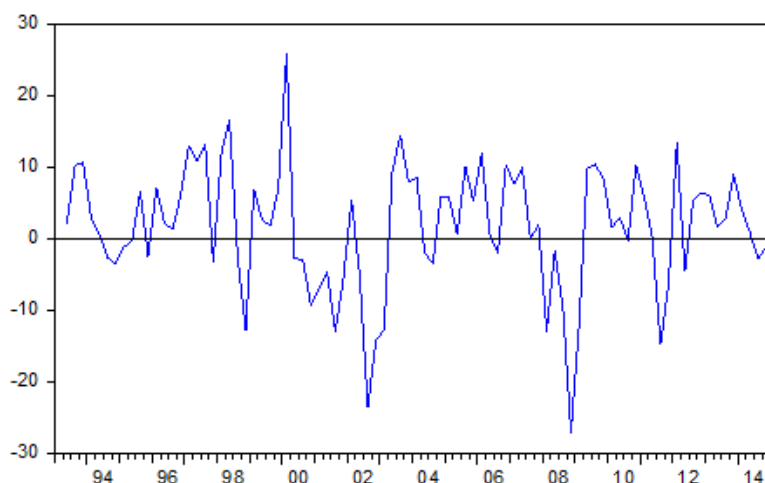
Obr. 4.1 Vývoj DAX v období 1993-2014 (index 2010 = 100)



Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Výnosy DAX v období 1993-2014 znázorňuje Obr. 4.2. Za sledované obdobie bol dosiahnutý najvyšší výnos oproti predchádzajúcemu obdobiu 26 % a to na začiatku roku 2001. K najväčším poklesom oproti predchádzajúcemu obdobiu došlo v treťom kvartáli 2002 vo výške -23 % a na konci roku 2008 vo výške -27 %.

Obr. 4.2 Vývoj výnosu DAX v období 1993-2014 v %



Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Pre účely výpočtu je DAX sezónne očistený a následne zlogaritmovaný. Výsledná premenná je ďalej označená ako *LDAX*. Základné popisné štatistiky *LDAX* a prvej diferencie *LDAX*, ďalej značenej ako  $\Delta LDAX$  sú znázornené v Tab. 4.1.

Tab. 4.1 Popisná štatistika *LDAX* a  $\Delta LDAX$

|                            | <i>LDAX</i> | $\Delta LDAX$ |
|----------------------------|-------------|---------------|
| <b>Stredná hodnota</b>     | 4,5023      | 0,0133        |
| <b>Medián</b>              | 4,5744      | 0,0179        |
| <b>Maximum</b>             | 4,9851      | 0,1744        |
| <b>Minimum</b>             | 3,7628      | -0,3304       |
| <b>Smerodajná odchýlka</b> | 0,3262      | 0,0849        |
| <b>Šikmosť</b>             | -0,4846     | -1,0753       |
| <b>Špicatosť</b>           | 2,1767      | 5,3910        |
| <b>Suma</b>                | 396,2008    | 1,1562        |
| <b>Pozorovania</b>         | 88,0000     | 87,0000       |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Stredná hodnota výnosu *LDAX* je na úrovni 1,33 %. Maximálna hodnota výnosu *LDAX* činí 17,4 %. Minimálna hodnota výnosu *LDAX* je -33 %. Šikmosť a špicatosť pomáhajú určiť, ako veľmi sa rozdelenie dát podobá alebo naopak odlišuje od normálneho rozdelenia. Negatívna šikmosť znamená, že väčšina hodnôt sa nachádza v pravo od priemeru, odľahlé hodnoty potom skôr vľavo. Kladný koeficient špicatosti hovorí, že dané rozdelenie

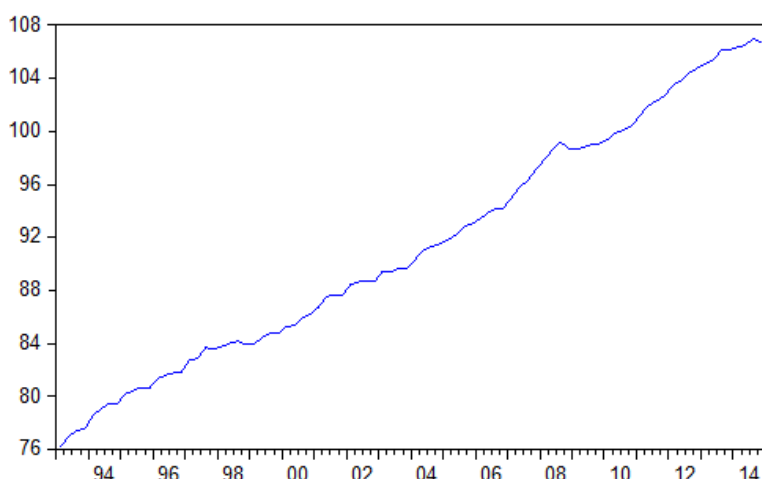
pravdepodobnosti je špicatejšie ako normálne rozdelenie. Smerodajná odchýlka *LDAX* má hodnotu 32,6 % . V prípade výnosu *LDAX* má smerodajná odchýlka hodnotu 8,5 %.

#### 4.1.2 Vývoj indexu spotrebiteľských cien

Cenová hladina v Nemecku je meraná prostredníctvom indexu spotrebiteľských cien, ďalej len CPI. Hodnota CPI je zachytená v bodoch, základným obdobím pri jej určovaní je rok 2010. Štvrťročné hodnoty sú priemerom mesačných hodnôt za daný štvrťrok. Sledovaným obdobím je obdobie od 1993 do 2014.

Vývoj indexu spotrebiteľských cien je zobrazený na Obr. 4.3. V sledovanom období majú spotrebiteľské ceny rastúci trend. Na prelome rokov 2008 a 2009 nastáva výraznejší pokles cenovej hladiny a nasleduje jej opätovný rast.

*Obr. 4.3 Vývoj CPI v období 1993-2014 (Index 2010 = 100)*

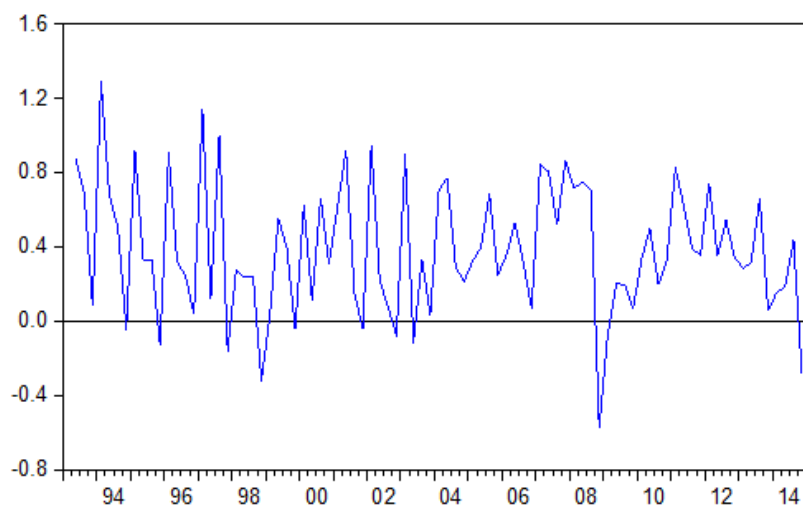


*Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7*

Zmenu cenovej hladiny oproti predchádzajúcemu obdobiu, resp. mieru inflácie, znázorňuje Obr. 4.4. V sledovanom období bola miera inflácie väčšinou kladná. Najvyššiu hodnotu oproti predchádzajúcemu obdobiu 1,29 % dosiahla na začiatku roku 1994. Najväčší prepád oproti predchádzajúcemu obdobiu, vo výške -0,57 %, bol zaznamenaný na konci roku 2008.



Obr. 4.4 Vývoj miery inflácie v období 1993-2014 v %



Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Pretože index spotrebiteľských cien vykazuje sezónnosť, bolo prevedené sezónne očistenie. CPI bolo následne zlogaritmované. Výsledná premenná *LCPI* je ďalej použitá v práci. Popisná štatistika premennej *LCPI* a  $\Delta LCPI$  je znázornená v Tab. 4.2. Vývoj premennej  $\Delta LCPI$  predstavuje infláciu a je získaná ako prvá diferencia *LCPI*.

Tab. 4.2 Popisná štatistika *LCPI* a  $\Delta LCPI$

|                            | <i>LCPI</i> | $\Delta LCPI$ |
|----------------------------|-------------|---------------|
| <b>Stredná hodnota</b>     | 4,5105      | 0,0039        |
| <b>Medián</b>              | 4,5009      | 0,0036        |
| <b>Maximum</b>             | 4,6717      | 0,0109        |
| <b>Minimum</b>             | 4,3329      | -0,0036       |
| <b>Smerodajná odchýlka</b> | 0,0973      | 0,0027        |
| <b>Šikmosť</b>             | 0,0588      | -0,1190       |
| <b>Špicatosť</b>           | 1,8218      | 3,1976        |
| <b>Suma</b>                | 396,923     | 0,3377        |
| <b>Pozorovania</b>         | 88          | 87            |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Stredná hodnota premennej  $\Delta LCPI$  je 0,38 %, jej maximálna hodnota je 1,09 % a minimálna -0,36 %. Šikmosť je negatívna, špicatosť pozitívna, značí to možný problém s normalitou rezíduí. U premennej *LCPI* je šikmosť aj špicatosť pozitívna. Smerodajná odchýlka je 9,73 % u *LCPI* a 0,27 % u  $\Delta LCPI$ .

## 4.2 Testy stacionarity

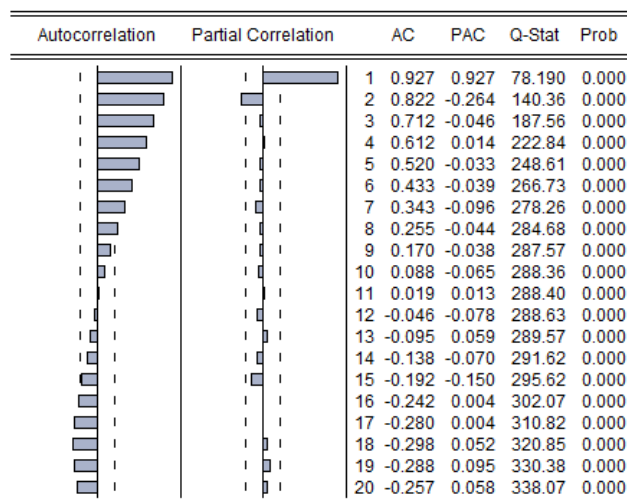
Pri modelovaní viacrozmerných časových rad, je dôležité previesť testy stacionarity. Na základe výsledkov týchto testov je zvolený model. Ak výsledky testu preukážu stacionaritu časových radov bude využitý model vektorovej autoregresie (VAR). Ak sa ukáže, že časové rady sú nestacionárne, budú prevedené testy na kointegráciu. Pri splnení všetkých predpokladov bude zostrojený vektorový model korekcie chyby (VEC).

Časové rady *LDAX* a *LCPI* je preto potrebné podrobiť testom stacionarity. Testovanie prevedieme pomocou grafu autokorelačnej funkcie a testu jednotkového koreňa (Unit Root Test). K testovaniu sú využité testy, ktoré ponúka software EViews7. Oba použité testy, rozšírený Dickey-Fuller (ADF) test a Phillips-Perron (PP) test, sú prevedené na hladinách významnosti 1 %, 5 % a 10 %. Popisy testov, ich varianty, nulovú, alternatívnu hypotézu, testové štatistiky i kritické hodnoty sú obsiahnuté v podkapitole 3.2.

### 4.2.1 Testovanie stacionarity LDAX

Stacionarita *LDAX* je najskôr otestovaná graficky a to prostredníctvom autokorelačnej (AC) a parciálnej autokorelačnej funkcie (PAC). Z Obr. 4.5 je zrejmé, že AC podobne ako PAC naznačujú, že časová rada *LDAX* je nestacionárna.

Obr. 4.5 Autokorelačná funkcia a parciálna autokorelačná funkcia *LDAX*



Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Grafické testy nie sú veľmi spoľahlivé, preto sú prevedené testy jednotkového koreňa. Z Tab. 4.3, ktorá uvádza výsledky rozšíreného Dickey-Fuller testu pre *LDAX* je zrejmé,

že zamietame alternatívnu hypotézu, časová rada má jednotkový koreň a je teda nestacionárna.

Tab. 4. 3 Výsledky ADF test na LDAX

|                         | ADF     | 1 %     | 5 %     | 10 %    | p      |
|-------------------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| <b>Intercept</b>        | -2,5691 | -3,5083 | -2,8955 | -2,5850 | 0,1034 |
| <b>Trend and</b>        | -2,9480 | -4,0683 | -3,4629 | -3,1578 | 0,1531 |
| <b>None<sup>3</sup></b> | 0,6134  | -2,5921 | -1,9446 | -1,6143 | 0,8470 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Následne je prevedený ADF test na 1. diferencii LDAX. Na základe výsledkov testu, ktorý uvádza Tab. 4.4, zamietame nulovú hypotézu. Časová rada  $\Delta LDAX$  je v 1. diferencii stacionárna. Na základe ADF testu možno konštatovať, že časová rada LDAX je integrovaná radu jedna  $I(1)$ .

Tab. 4.4 Výsledky ADF test na  $\Delta LDAX$

|                            | ADF     | 1%      | 5%      | 10%     | p      |
|----------------------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| <b>Intercept</b>           | -5,4959 | -3,5084 | -2,8955 | -2,5850 | 0,0000 |
| <b>Trend and Intercept</b> | -5,4864 | -4,0683 | -3,4629 | -3,1579 | 0,0001 |
| <b>None</b>                | -5,4514 | -2,5921 | -1,9446 | -1,6143 | 0,0000 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Výsledky **Phillips-Perron testu** sú uvedené v Tab. 4.5 a Tab. 4.6. Časová rada LDAX je na základe tohto testu nestacionárna. Prvú diferenciu, teda  $\Delta LDAX$  možno považovať za stacionárnu.

Tab. 4.5 PP test na LDAX

|                            | PP      | 1%      | 5%      | 10%     | p      |
|----------------------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| <b>Intercept</b>           | -2,2214 | -3,5074 | -2,8951 | -2,5847 | 0,2003 |
| <b>Trend and Intercept</b> | -2,4453 | -4,0670 | -3,4623 | -3,1575 | 0,3542 |
| <b>None</b>                | 0,9084  | -2,5918 | -1,9446 | -1,6143 | 0,9016 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Tab. 4.6 PP test na  $\Delta LDAX$

|                            | PP      | 1%      | 5%      | 10%     | p      |
|----------------------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| <b>Intercept</b>           | -5,5447 | -3,5083 | -2,8955 | -2,5850 | 0,0000 |
| <b>Trend and Intercept</b> | -5,5376 | -4,0683 | -3,4629 | -3,1578 | 0,0001 |
| <b>None</b>                | -5,4933 | -2,5921 | -1,9446 | -1,6143 | 0,0000 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7



<sup>3</sup>Intercept, Trend and Intercept, None predstavujú tri varianty DF testu označené v kapitole 3.2.1 ako (1), (2), (3).

Na základe prevedeného ADF testu i PP testu možno časovú radu *LDAX* označiť ako nestacionárnu a integrovanú radu jedna  $I(1)$ , pre stacionarizáciu je potrebné *LDAX* previesť do 1. diferencie.

#### 4.2.2 Testovanie stacionarity LCPI

Testovanie stacionarity LCPI najskôr prebehne graficky prostredníctvom autokorelačnej funkcie a parciálnej autokorelačnej funkcie. Výsledky AC a PAC testu, ktoré sú uvedené na Obr. 4.6 naznačujú, že časová rada *LCPI* je nestacionárna.

Obr. 4.6 Autokorelačná funkcia a parciálna autokorelačná funkcia LCPI

| Autocorrelation  | Partial Correlation  | AC       | PAC    | Q-Stat | Prob  |
|--|--|----------|--------|--------|-------|
|  |  | 1 0.964  | 0.964  | 84.624 | 0.000 |
|  |  | 2 0.928  | -0.020 | 163.97 | 0.000 |
|  |  | 3 0.893  | -0.013 | 238.21 | 0.000 |
|  |  | 4 0.857  | -0.018 | 307.49 | 0.000 |
|  |  | 5 0.822  | -0.014 | 371.96 | 0.000 |
|  |  | 6 0.787  | -0.013 | 431.84 | 0.000 |
|  |  | 7 0.753  | -0.008 | 487.35 | 0.000 |
|  |  | 8 0.720  | -0.014 | 538.66 | 0.000 |
|  |  | 9 0.686  | -0.018 | 585.90 | 0.000 |
|  |  | 10 0.653 | -0.014 | 629.25 | 0.000 |
|  |  | 11 0.621 | -0.016 | 668.88 | 0.000 |
|  |  | 12 0.588 | -0.018 | 704.91 | 0.000 |
|  |  | 13 0.556 | -0.007 | 737.59 | 0.000 |
|  |  | 14 0.525 | -0.014 | 767.09 | 0.000 |
|  |  | 15 0.494 | -0.024 | 793.52 | 0.000 |
|  |  | 16 0.463 | -0.010 | 817.07 | 0.000 |
|  |  | 17 0.434 | 0.006  | 838.08 | 0.000 |
|  |  | 18 0.405 | -0.022 | 856.64 | 0.000 |
|  |  | 19 0.377 | -0.001 | 872.98 | 0.000 |
|  |  | 20 0.350 | -0.017 | 887.25 | 0.000 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Po aplikácii *ADF testu na LCPI* zamietame alternatívnu hypotézu, časová rada je nestacionárna, uvádza to Tab. 4.7.

Tab. 4.7 Výsledky ADF testu na LCPI

|                            | ADF     | 1%      | 5%      | 10%     | p      |
|----------------------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| <b>Intercept</b>           | -1,3881 | -3,5074 | -2,8951 | -2,5847 | 0,5846 |
| <b>Trend and intercept</b> | -3,6613 | -4,0710 | -3,4642 | -3,1586 | 0,0306 |
| <b>None</b>                | 13,4683 | -2,5919 | -1,9446 | -1,6143 | 1,0000 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Na základe výsledkov ADF testu na úrovni 1. diferencie *LCPI*, ktoré sú uvedené v Tab. 4.6, zamietame nulovú hypotézu. Časová rada je stacionárna a integrovaná rádu jedna  $I(1)$ .

Tab. 4.8 Výsledky ADF testu na  $\Delta LCPI$

|                            | ADF     | 1%      | 5%      | 10%     | p      |
|----------------------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| <b>Intercept</b>           | -7,2068 | -3,5083 | -2,8955 | -2,5850 | 0,0000 |
| <b>Trend and intercept</b> | -7,2252 | -4,0683 | -3,4629 | -3,1578 | 0,0000 |
| <b>None</b>                | -1,8371 | -2,5928 | -1,9447 | -1,6142 | 0,0363 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Phillips-Perron test, ktorého výsledky sú uvedené v Tab. 4.9 a Tab. 4.10, potvrdzuje výsledky ADF testu. Časová rada *LCPI* je nestacionárna a po prechode na 1. diferenciu sa stane stacionárnou. *LCPI* je integrovaná rádu jedna  $I(1)$ .

Tab. 4.9 Výsledky PP testu na *LCPI*

|                            | PP      | 1%      | 5%      | 10%     | p      |
|----------------------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| <b>Intercept</b>           | -1,1149 | -3,5074 | -2,8951 | -2,5847 | 0,7070 |
| <b>Trend and Intercept</b> | -2,9901 | -4,0670 | -3,4623 | -3,1575 | 0,1410 |
| <b>None</b>                | 10,0564 | -2,5918 | -1,9446 | -1,6143 | 1,0000 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Tab. 4.10 Výsledky PP testu na  $\Delta LCPI$

|                            | PP      | 1%      | 5%      | 10%     | p      |
|----------------------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| <b>Intercept</b>           | -7,3345 | -3,5083 | -2,8955 | -2,5849 | 0,0000 |
| <b>Trend and Intercept</b> | -7,3742 | -4,0683 | -3,4629 | -3,1578 | 0,0000 |
| <b>None</b>                | -3,5392 | -2,5921 | -1,9446 | -1,6142 | 0,0006 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Na základe prevedených testov jednotkového koreňa možno považovať premenné *LDAX* i *LCPI* za integrované rádu jedna  $I(1)$ . Keďže sú obe premenné nestacionárne a integrované rovnakého rádu možno pristúpiť k testovaniu kointegrácie.

### 4.3 Testovanie kointegrácie

Na základe výsledkov testu kointegrácie bude zvolený model. Ak testy nepotvrdia existenciu kointegračného vzťahu medzi premennými, bude odhadnutý klasický VAR model v prvých diferenciách. Ak bude potvrdený kointegračný vzťah je možné odhadnúť vektorový

model korekcie chyby. Najskôr je potrebné určiť počet oneskorení. Následne prebehne testovanie kointegrácie cez Johansenov test.

Je potrebné určiť *dĺžku oneskorenia*. Prostredníctvom softwaru EViews7 je na základe z analyzovaných premenných *LDAX* a *LCPI* odhadnutý vektorový autoregresný model. Následne je zvolená dĺžka oneskorenia na základe Akaike, Schwarz a Hannan-Quinn informačného kritéria. Na základe výsledkov uvedených v Tab. 4.12 je zvolený počet oneskorení  $p = 2$ . Výstup programu EViews7 je obsiahnutý v Prílohe č.4.

Tab. 4.12 Určenie dĺžky oneskorenia  $p$

| Lag | AIC       | SC        | HQ        |
|-----|-----------|-----------|-----------|
| 0   | -2,0542   | -1,9938   | -2,0300   |
| 1   | -11,0504  | -10,8691  | -10,9778  |
| 2   | -11,3933* | -11,0912* | -11,2723* |
| 3   | -11,3265  | -10,9035  | -11,1572  |
| 4   | -11,3438  | -10,7999  | -11,1261  |
| 5   | -11,3204  | -10,6556  | -11,0543  |
| 6   | -11,2773  | -10,4918  | -10,9629  |
| 7   | -11,2345  | -10,3281  | -10,8716  |
| 8   | -11,2243  | -10,1970  | -10,8131  |
| 9   | -11,2468  | -10,0986  | -10,7871  |
| 10  | -11,2369  | -9,9679   | -10,7289  |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Výsledky Johansenovho kointegračného testu sú uvedené v Tab. 4.13. Kointegračný vzťah bol na 5 % hladine významnosti objavený v rámci Modelu 2, dáta bez trendu a s konštantou.

Tab. 4.13 Výsledky Johansen testu kointegrácie

| Model       | 1            | 2         | 3         | 4         | 5         |
|-------------|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Data Trend: | None         | None      | Linear    | Linear    | Quadratic |
| Test Type   | No Intercept | Intercept | Intercept | Intercept | Intercept |
|             | No Trend     | No Trend  | No Trend  | Trend     | Trend     |
| Trace       | 2            | 1         | 0         | 0         | 0         |
| Max-Eigen   | 2            | 1         | 0         | 0         | 0         |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Tab. 4.14 znázorňuje výsledky štatistík jednotlivých variant kointegrácie. Výsledky testu  $\lambda_{trace}$  a  $\lambda_{max}$ , ktorého podstata je obsiahnutá v podkapitole 3.3.1, vzorce (3.23) - (3.30). Štatistiky Johansen  $\lambda_{trace}$  a Johansen  $\lambda_{max}$  sa porovnávajú s kritickou hodnotou, ktorá je vypočítaná simulačne podľa MacKinnona. Z výsledkov vidíme, že na 5 % hladine významnosti je na základe oboch testov identifikovaný práve jeden kointegračný vektor.

Tab. 4.14 Určenie počtu kointegračných vektorov

| Model 2                       |           | Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | 0,05 Critical Value | Prob.  |
|-------------------------------|-----------|---------------------------|------------|-----------|---------------------|--------|
| <b>Intercept<br/>No trend</b> | Trace     | None                      | 0,3230     | 41,754    | 20,262              | 0,0000 |
|                               |           | At most 1                 | 0,0911     | 8,2112    | 9,1645              | 0,0756 |
|                               | Max-Eigen | None                      | 0,3230     | 33,543    | 15,8922             | 0,0000 |
|                               |           | At most 1                 | 0,0911     | 8,2112    | 9,1645              | 0,0756 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Celý výstup programu EViews7 zachytávajúci Johansenov kointegračný test je obsiahnutý v Prílohe č. 5. Po potvrdení existencie kointegrácie medzi *LDAX* a *LCPI* sa môžeme zaoberať zostavením vektorové modelu korekcie chyby.

#### 4.4 Vektorový model korekcie chyby

V predchádzajúcich častiach boli prostredníctvom odpovedajúcich testov preukázané potrebné predpoklady na zostavenie VEC modelu pre rady *LDAX* a *LCPI*. VEC model by mal mať tvar:

$$\Delta LDAX_t = \gamma_1 \cdot \Delta LDAX_{t-1} + \gamma_2 \cdot \Delta LCPI_{t-1} + \alpha \cdot (LDAX_{t-1} + \beta_0 \cdot LCPI_{t-1} + \beta_1) + \varepsilon_t, (4.1)$$

|     |                     |   |
|-----|---------------------|---|
| kde | $\Delta LDAX_t$     | predstavuje výnos <i>LDAX</i> v čase $t$ ,                          |
|     | $\gamma_1$          | je koeficient vyjadrujúci vplyv výnosu <i>LDAX</i> v čase $t - 1$ , |
|     | $\gamma_2$          | predstavuje koeficient vyjadrujúci vplyv inflácie v čase $t - 1$ ,  |
|     | $\Delta LCPI_{t-1}$ | je inflácia v čase $t - 1$ ,  |
|     | $\alpha$            | koeficient adjustácie,  |
|     | $\beta_0$           | je koeficient dlhodobých elasticít,                                 |
|     | $\beta_1$           | je konštanta v kointegračnom vzťahu,                                |
|     | $\varepsilon_t$     | sú rezíduá.   |

Koeficient  $\alpha$  je parameter znamenajúci rýchlosť návratu výnosu *LDAX* k dlhodobej rovnováhe. Má rozumné opodstatnenie, ak je záporný a štatisticky významný. Výraz v zátvorke za  $\alpha$  je korekčný člen, ktorý popisuje ochýlku od dlhodobej rovnováhy.

Pre odhad VEC modelu možno využiť software EViews7. Rad VEC, t.j. počet oneskorených hodnôt v modeli, sa určí ako  $p - 1$ . Rad modelu pred prechodom k prvým diferenciám bol  $p = 2$ . Preto bude zvolené  $2 - 1 = 1$  oneskorenie.

Model je odhadnutý bez deterministického trendu s konštantou (viď. Model 2 v podkapitole 3.2) s jedným kointegračným vektorom. Výstup softwaru EViews7 pre VEC model znázorňuje Príloha č. 6

Tab. 4.15 Odhad VEC modelu

| CointegratingEq: | CointEq1  |           |
|------------------|-----------|-----------|
| LDAX(-1)         | 1         |           |
| LCPI(-1)         | 0,7280    |           |
|                  | -2,8196   |           |
|                  | [ 0,2582] |           |
| C                | -10,7543  |           |
|                  | -12,7608  |           |
|                  | [-0,8428] |           |
| ErrorCorrection: | D(LDAX)   | D(LCPI)   |
| CointEq1         | -0,0155   | -0,0010   |
|                  | -0,0046   | -0,0002   |
|                  | [-3,3371] | [-5,8890] |
| D(LDAX(-1))      | 0,5342    | 0,0048    |
|                  | -0,0934   | -0,0034   |
|                  | [ 5,7202] | [ 1,4306] |
| D(LCPI(-1))      | -9,7801   | 0,2121    |
|                  | -2,9884   | -0,1072   |
|                  | [-3,2727] | [ 1,9792] |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

VEC model s odhadnutými parametrami možno zapísať:

$$\begin{aligned} \Delta LDAX_t = & 0,5342 \cdot \Delta LDAX_{t-1} - 9,7801 \cdot \Delta LCPI_{t-1} \\ & - 0,0155 \cdot (LDAX_{t-1} + 0,7280 \cdot LCPI_{t-1} - 10,7543) + \hat{\varepsilon}_t. \end{aligned} \quad (4.2)$$



Nízka hodnota koeficientu  $\alpha$  svedčí o pomalej konvergencii k dlhodobej rovnováhe. Každý štvrtrok sa odklon od dlhodobej rovnováhy upraví o 1,55 %. Po matematickej úprave korekčného člena ( $LDAX_{t-1} + 0,7280 \times LCPI_{t-1} - 10,7543$ ) dostaneme vzťah:

$$LDAX_t = 10,7543 - 0,7280 \cdot LCPI_t \quad (4.3)$$

kde parameter  $\beta_0$  v hodnote -72,8 % znamená, že keď  $LCPI_t$  vzrastie o jednotku tak elasticita  $LDAX_t$  klesne o 72,8 %.

Krátkodobé vzťahy medzi premennými v modeli popisuje nasledovný vzťah  $0,5342 \cdot \Delta LDAX_{t-1} - 9,7801 \cdot \Delta LCPI_{t-1}$ . Koeficient  $\gamma_1 = 0,5342$  značí, že nárast výnosu  $LDAX$  v čase  $t - 1$  o jedno percento sa preniesie do výnosu  $LDAX$  v čase  $t$  vo výške 53,4 %. Koeficient  $\gamma_2 = -9,7801$  znázorňuje vplyv miery inflácie, ktorý je v krátkom období negatívny. Nárast miery inflácie o jedno percento v čase  $t - 1$  sa preniesie na výnos  $LDAX$  v čase  $t$  vo výške -978 %.

Skúmanie opačného krátkodobého vzťahu, v ktorom  $LDAX$  ovplyvňuje  $LCPI$  jednak nie je predmetom práce a jednak upravený koeficient determinácie  $adjR^2 = 0,05$  značí, že model vysvetlí iba 5 % zmeny  $LCPI$ .

Ďalej bude prevedená **diagnostika modelu**. Jej súčasťou je overovanie významnosti modelu ako celku i významnosti jednotlivých koeficientov. Tab. 4.16 zahŕňa štatistickú verifikáciu modelu. Koeficient determinácie dosahuje hodnotu  $R^2 = 31,31$  %, dôležitejší je upravený koeficient determinácie  $adjR^2 = 29,65$  %.

Z Tab. 4.16 môžeme teda zhodnotiť, že model vysvetľuje 29,65 % zmeny v premennej  $LDAX$ . Model má slabšiu vypovedaciu schopnosť a na  $LDAX$  pôsobí rada ďalších, v modeli nezahrnutých premenných, ktoré môžu zmeny v modeli vysvetľovať z 70,35 %. Durbin-Watson štatistika v hodnote 1,9766 značí, že v modeli sa pravdepodobne nebude vyskytovať autokorelácia. Testy autokorelácie reziduálnej zložky však ešte budú prevedené.

Štatistickú významnosť jednotlivých koeficientov možno určiť prostredníctvom  $p$ -štatistiky. Hodnoty koeficientov a  $p$ -hodnoty sú uvedené opäť v Tab. 4.16. Keďže  $p$ -hodnoty koeficientov  $\alpha$ ,  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$  sú menšie ako 0,05, možno ich na 5 % hladine významnosti považovať za štatistiky významné.

Tab. 4.16 Štatistická verifikácia modelu

|                   | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
|-------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| $\alpha$          | -0,0155     | 0,0046     | -3,3371     | 0,0013 |
| $\gamma_1$        | 0,5342      | 0,0934     | 5,7202      | 0,0000 |
| $\gamma_2$        | -9,7801     | 2,9884     | -3,2727     | 0,0016 |
| R-squared         | 0,3131      |            |             |        |
| AdjustedR-squared | 0,2965      |            |             |        |
| Durbin-Watsonstat | 1,9766      |            |             |        |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Ďalej boli prevedené testy na autokoreláciu, heteroskedasticitu a normalitu reziduí prostredníctvom softwaru EViews7. Pre testovanie autokorelácie bol použitý Breusch-Godfrey LM test, pre testovanie heteroskedasticity bol použitý White test a testovanie normality reziduí prebehlo cez Jarque-Bera test.

Breusch-Godfrey LM test bol uskutočnený pre zistenie nekorelovanosti odhadnutých reziduí. Z výsledkov tohto testu uvedených v Tab. 4.17 je zrejmé, že Breusch-Godfrey LM test na autokoreláciu potvrdzuje nekorelovanosť odhadnutých reziduí.

Tab. 4.17 Výsledky Breusch-Godfrey testu na autokoreláciu

| Variable   | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
|------------|-------------|------------|-------------|--------|
| $\alpha$   | 0,0032      | 0,0056     | 0,5724      | 0,5688 |
| $\gamma_1$ | 0,2376      | 0,2637     | 0,9011      | 0,3704 |
| $\gamma_2$ | 1,3880      | 3,4250     | 0,4053      | 0,6864 |
| RESID(-1)  | -0,2696     | 0,3002     | -0,8980     | 0,3720 |
| RESID(-2)  | -0,1529     | 0,1737     | -0,8803     | 0,3815 |
| RESID(-3)  | -0,1526     | 0,1210     | -1,2612     | 0,2112 |
| RESID(-4)  | -0,1185     | 0,1229     | -0,9639     | 0,3382 |
| RESID(-5)  | 0,0106      | 0,1183     | 0,0894      | 0,9290 |
| RESID(-6)  | 0,0419      | 0,1178     | 0,3559      | 0,7229 |
| RESID(-7)  | 0,0494      | 0,1166     | 0,4233      | 0,6733 |
| RESID(-8)  | -0,0908     | 0,1171     | -0,7756     | 0,4404 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Výsledky White testu na heteroskedasticitu sú uvedené v Tab. 4.18. Tieto výsledky potvrdzujú, že v modeli sa heteroskedasticita nevyskytuje.

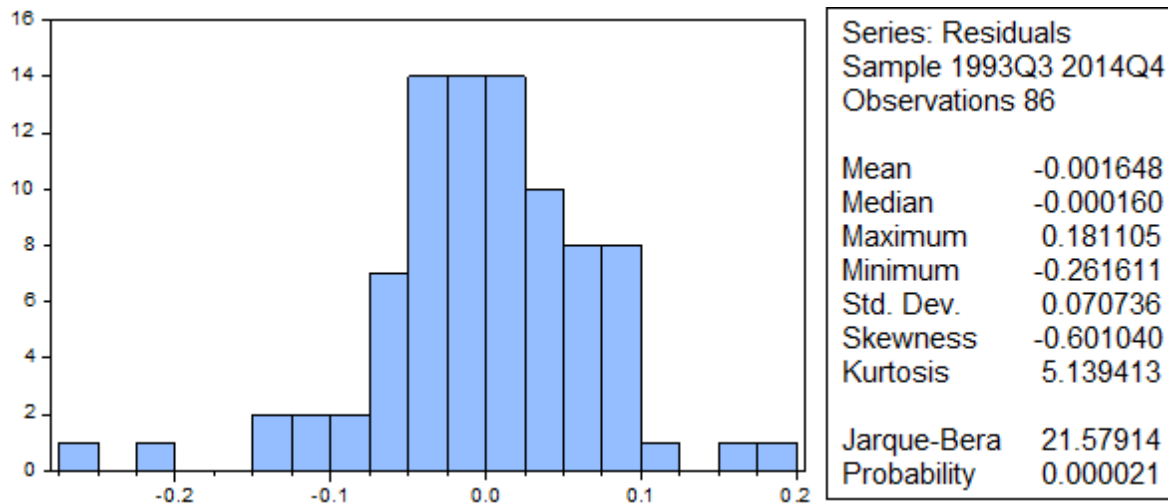
Tab. 4.18 Výsledky White testu na heteroskedasticitu

| Variable          | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
|-------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| C                 | -0,0109     | 0,0343     | -0,3183     | 0,7511 |
| LDAX(-1)^2        | 0,0605      | 0,0899     | 0,6726      | 0,5032 |
| LDAX(-1)*LCPI(-1) | -1,2898     | 1,5174     | -0,8500     | 0,3980 |
| LDAX(-1)*LDAX(-2) | -0,0195     | 0,1785     | -0,1090     | 0,9135 |
| LDAX(-1)*LCPI(-2) | 1,1836      | 1,5198     | 0,7788      | 0,4385 |
| LCPI(-1)^2        | 1,3306      | 1,5277     | 0,8710      | 0,3865 |
| LCPI(-1)*LDAX(-2) | 0,1005      | 0,0539     | 1,8668      | 0,0657 |
| LCPI(-1)*LCPI(-2) | -1,3274     | 1,5282     | -0,8686     | 0,3878 |
| LDAX(-2)^2        | -0,0378     | 0,0961     | -0,3933     | 0,6952 |

Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

V modeli sa však vyskytol problém s normalitou rezíduí. Túto skutočnosť ukazuje Obr. 4.9. Normalita rezíduí bola overená cez Jarque-Bera test. Z výsledkov je zrejmé, že rezíduá nemajú normálne rozdelenie.

Obr. 4.9 Výsledky Jarque-Bera testu normality rezíduí



Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Kompletné výsledky testov sa nachádzajú v Prílohe č. 7. Celkovo model, až na výnimku problému s normalitou rezíduí, možno označiť za štatisticky významný.

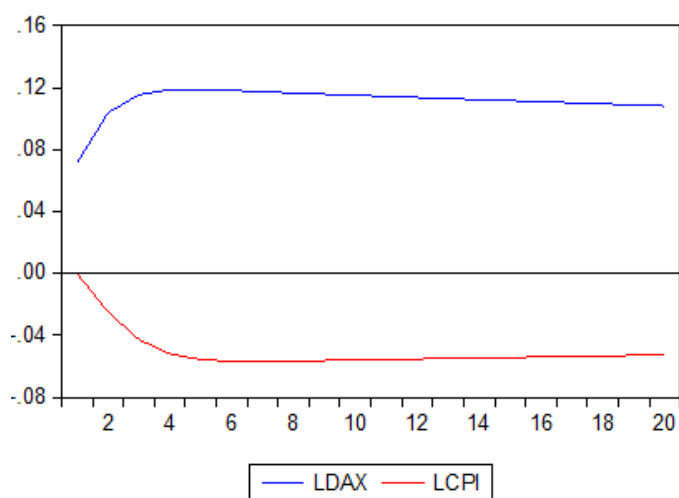
#### 4.5 Odozva na impulz a rozklad rozptylu

V rámci odozvy na impulz je možné merať efekt neočakávaného jednotkového exogénneho šoku na bežnú i budúcu hodnotu vysvetľovanej premennej vo VEC modeli.

Odozva na impulz nám poskytne informáciu o znamienku vzťahu medzi premennými. Je možné sledovať správanie premenných pri vychýlení sa od dlhodobej rovnováhy. Pričom je dôležitá intenzita a čas reakcie.

Pomocou odhadnutého VEC modelu je premenná *LDAX* vystavená šoku v *LDAX* a následne šoku v *LCPI*. Reakcia na impulz je sledovaná počas 20 období po vystavení šoku. Príloha č. 8 obsahuje danú reakciu na impulz tiež pre 100 a 999 období.

Obr. 4.10 Odozva akciového indexu na impulz v *LDAX* a impulz v *LCPI*



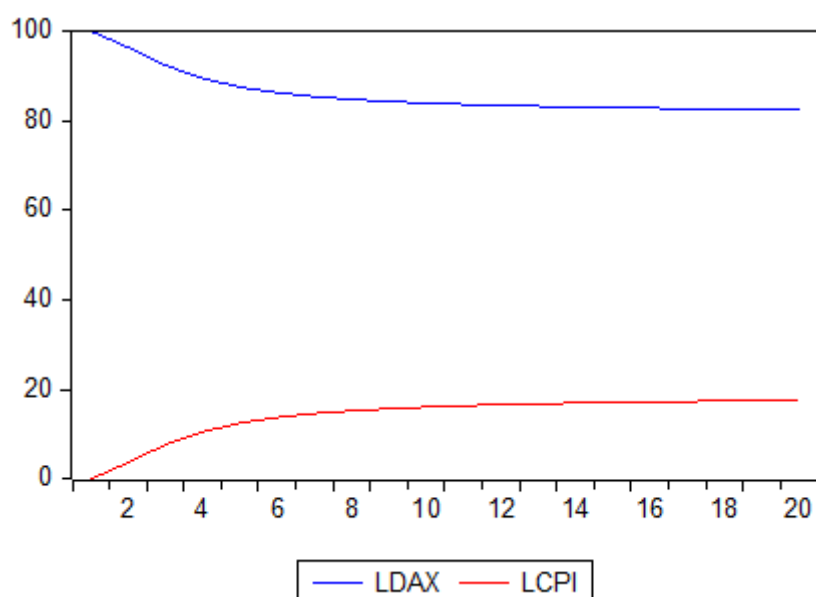
Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Odozva na impulz, ktorú znázorňuje Obr. 4.10, je vo výške jeden násobku odhadnutej smerodajnej odchýlky bieleho šumu. Keď dôjde k šoku v *LDAX* nastane kladná reakcia *LDAX* hneď od prvého obdobia. Rast reakcie akciového trhu vrcholí v piatom období, kedy dosiahne 11,8 %. Nasleduje pomalé odznievanie šoku, ktoré sa v nekonečnu blíži k nule, t.j. k dlhodobej rovnováhe.

Reakcia akciového trhu na šok v *LCPI* je slabšia ako reakcia v prípade šoku *LDAX*. Šok v *LCPI* sa prejaví negatívnou reakciou v *LDAX* až s oneskorením jedného obdobia. Pôsobenie šoku sa zväčšuje až do siedmeho obdobia, kedy dosiahne výšku -5,67 %. Potom nasleduje veľmi pomalé odznievanie, ktoré sa v nekonečnu blíži k dlhodobej rovnováhe.

Pomocou rozkladu rozptylu je možné určiť koľko z rozptylu chyby predpovedi, pre vysvetľovanú premennú *LDAX*, je vysvetlené šokom v *LDAX* a koľko šokom v *LCPI*. Analýza rozptylu je prevedená graficky prostredníctvom Variance decomposition v prostredí softwaru EViews7. Výsledky analýzy rozptylu znázorňuje Obr. 4.11.

Obr. 4.11 Analýza rozkladu rozptylu LDAX



Zdroj: vlastné spracovanie v softwaru EViews7

Z analýzy rozptylu vyplýva, že na vysvetlení rozptylu predpovednej chyby *LDAX* sa najviac prejaví šok v *LDAX*. Začína 100 % vysvetlením predpovednej chyby v prvom období a postupne dochádza k znižovaniu jeho významu. Priemerná hodnota sa pohybuje okolo 86 %.

Zrkadlovo sa vyvíja podiel vysvetlenia rozptylu predpovednej chyby pomocou *LCPI*. Podiel *LCPI* je výrazne nižší. Význam podielu *LCPI* na rozptylu predpovednej chyby *LDAX* v čase rastie a priemerná hodnota dosahuje 14 %.

Analýza odozvy na impulz potvrdila, že šok v *LCPI* má negatívny dopad na *LDAX*. Rozklad rozptylu poukázal nato, že *LCPI* vysvetľuje iba malú časť rozptylu predpovednej chyby *LDAX*.

#### 4.6 Zhodnotenie výsledkov

Cieľom diplomovej práce bolo určiť vplyv miery inflácie na výnosy nemeckého akciového trhu. Na základe výsledkov testov jednotkového koreňa boli skúmané časové rady *LDAX* a *LCPI* označené za nestacionárne a integrované radu jedna  $I(1)$ . Bol medzi nimi identifikovaný kointegračný vzťah. Tieto skutočnosti umožnili odhad vektorového modelu korekcie chyby.

Následne bola prevedená diagnostika modelu. Odhadnutý VEC model vysvetľoval 29,65 % zmien vo výnosoch nemeckého akciového indexu. Prebehlo tiež testovanie štatistickej významnosti jednotlivých koeficientov v modeli prostredníctvom  $p$ -štatistiky. Po zhodnotení výsledkov možno považovať všetky koeficienty modelu za štatisticky významné. Ďalej bol prevedený Breusch-Godfrey LM test na autokoreláciu, ktorý potvrdzuje nekorelovanosť odhadnutých rezíduí. Výsledky White testu potvrdzujú, že v modeli sa nevyskytuje heteroskedasticita. Vyskytol sa však problém s normalitou rezíduí, ktorej testovanie prebehlo cez Jarque-Bera test. Celkovo možno odhadnutý VEC model, s výnimkou problému s normalitou rezíduí, považovať za štatisticky významný.

Prostredníctvom VEC modelu boli odhadnuté dlhodobé i krátkodobé vzťahy medzi mierou inflácie a výnosmi nemeckého akciového indexu. Medzi premennými bola potvrdená existencia dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Nárast miery inflácie o jedno percento spôsobí v dlhodobom horizonte pokles elasticity akciového indexu o takmer 73 %. Po vychýlení od rovnovážneho stavu dochádza k opätovnej konvergencii k dlhodobej rovnováhe. Každý štvrtý rok dochádza k priblíženiu sa k rovnováhe o 1,55 %.

Krátkodobý vzťah medzi mierou inflácie a výnosmi nemeckého akciového indexu je inverzný. Pri zvýšení miery inflácie v čase  $t - 1$  o jedno percento dôjde v čase  $t$  k prenosu tejto zmeny na výnosnosť akciového indexu vo výške -978 %.

Potvrdená bola tiež existencia krátkodobého vzťahu medzi výnosmi nemeckého akciového indexu v čase  $t - 1$  a výnosmi tohto indexu v čase  $t$ . Nárast výnosu akciového indexu v čase  $t - 1$  o jedno percento sa preniesie do výnosu tohto indexu v čase  $t$  vo výške 53 %.

Skúmaná bola tiež reakcia nemeckého akciového indexu na impulz. Najskôr bol akciový index podrobený šoku v samotnom akciovom indexe. Reakcia akciového indexu na tento šok nastala okamžite. Intenzita odozvy sa zvyšovala až do piateho obdobia, kedy dosiahla hodnotu 11,8 %. Následne tento šok pomaly odznieva. Odozva akciového trhu na šok v cenovej hladine bola podľa očakávaní negatívna, nastáva s oneskorením jedného obdobia. Intenzita odozvy sa zvyšuje až do siedmeho obdobia, kedy dosiahne výšku -5,67 %. Tiež odznievanie tohto šoku je veľmi pomalé. Táto skutočnosť je v súlade s predchádzajúcimi tvrdeniami o pomalej konvergencii k dlhodobej rovnováhe.

Bola tiež prevedená analýza rozptylu predpovednej chyby akciového indexu. Na vysvetlení tohto rozptylu sa najviac podieľa šok v samotnom akciovom indexe. Priemerná hodnota podielu tohto šoku na rozptylu predpovednej chyby indexu je 86 %. Šok v miere inflácie vysvetľuje iba malú časť rozptylu predpovednej chyby akciového indexu. Priemerne podiel tohto šoku dosahuje 14 %.

Na základe dosiahnutých výsledkov možno konštatovať, že medzi mierou inflácie a nemeckým akciovým indexom existuje dlhodobý rovnovážny vzťah. V krátkom období pôsobí rastúca miera inflácie na výnosy akciového indexu negatívne, avšak intenzita jej pôsobenia je relatívne slabá.

## 5 ZÁVER

Cieľom diplomovej práce bolo určiť vplyv miery inflácie na výnosy nemeckého akciového trhu. Analyzované bolo obdobie od prvého kvartálu 1993 do štvrtého kvartálu 2014. Miera inflácie bola sledovaná prostredníctvom indexu spotrebiteľských cien v Nemecku. Výnosy nemeckého akciového trhu zastupoval index nemeckého akciového trhu dostupný z databáze OECD.

Práca bola rozdelená do piatich kapitol, z toho prvou bol úvod a poslednou záver. V druhej kapitole bola popísaná podstata cenových indexov a index spotrebiteľských cien v Nemecku. Následne bola priblížená problematika akciových trhov, konkrétne toho nemeckého. Veľká časť kapitoly bola venovaná vzťahu medzi vývojom akciového kurzu a makroekonomickými veličinami. Podrobnejšie bol popísaný vzťah akciového kurzu a inflácie.

Tretia kapitola charakterizovala metódy vektorovej autoregresie a stacionaritu časových radov vrátane jej základných testov. Bol tu objasnený princíp kointegrácie, Johansenov kointegračný test a vektorový model korekcie chyby. Záver kapitoly tvorili informácie o diagnostike modelu, odozve na impulz a rozkladu rozptylu.

Štvrtá kapitola bola praktickou aplikáciou kapitoly druhej a tretej. Na modelovanie vzťahu miery inflácie a výnosmi akciového trhu boli využité metódy vektorovej autoregresie. Základným predpokladom pre aplikáciu klasického vektorového autoregresného modelu VAR bola stacionarita časových rad. Preto prebehlo testovanie stacionarity časových rad, jednak cez základné grafické testy a jednak prostredníctvom štatistického testovania. Na základe výsledkov rozšíreného Dickey-Fuller testu a Phillips-Perron testu bolo možné považovať sledované časové za nestacionárne a integrované radu jedna  $I(1)$ .

Transformáciou časových rad na prvú diferenciu by sme dosiahli stacionaritu a bolo by možné použiť model VAR. Takýmto postupom by však mohlo dôjsť k strate informácie o dlhodobých rovnovážnych vzťahoch medzi indexom spotrebiteľských cien a akciovým indexom. Riešenie spočívalo v koncepcii kointegrácie, ktorá umožňuje analyzovať nestacionárne rady.

Testovanie kointegrácie prebehlo prostredníctvom Johansenovho testu. Na základe výsledkov tohto testu bol objavený kointegračný vzťah. Po potvrdení existencie



kointegračného vzťahu medzi indexom spotrebiteľských cien a akciovým indexom bolo možné pristúpiť k odhadu vektorového modelu korekcie chyby.

Prostredníctvom vektorového modelu korekcie chyby boli odhadnuté dlhodobé i krátkodobé vzťahy medzi mierou inflácie a výnosmi nemeckého akciového indexu. Bola medzi nimi potvrdená existencia dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Pri vychýlení od tohto rovnovážneho stavu dôjde k pomalej konvergencii k rovnováhe. V krátkom období bola potvrdená hypotéza, že medzi mierou inflácie a výnosmi akciového indexu existuje inverzný vzťah.

Ďalej bola prevedená analýza odozvy na impulz a rozklad rozptylu. Výsledky týchto analýz potvrdili pomalú konvergenciu k dlhodobej rovnováhe po vystavení akciového indexu šoku. Negatívna odozva akciového indexu vyvolaná šokom v cenovej hladine opäť potvrdzuje hypotézu o inverznom vzťahu medzi mierou inflácie a výnosmi akciového trhu.

Celkovo je možné konštatovať, že rastúca miera inflácie v krátkom období pôsobí na výnosy akciového indexu negatívne, avšak intenzita jej pôsobenia je relatívne slabá. V dlhom období je medzi mierou inflácie a výnosmi akciového indexu rovnovážny vzťah.

## Zoznam použitej literatúry

### *Knihy*

- [1] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. V Professional Publishing vyd. 1. Praha: Professional Publishing, 2009, 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- [2] ARLT, Josef. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Vyd. 1. Praha: Grada, 1999, 307 s. ISBN 80-7169-539-4.
- [3] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013, 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- [4] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2012, 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [5] HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [6] CHOVANCOVÁ, Božena. *Finančný trh: nástroje, transakcie, inštitúcie*. 1. vyd. v Iura Edition. Bratislava: Iura Edition, 2006, 611 s. ISBN 80-8078-089-7.
- [7] JÍLEK, Josef. *Akciové trhy a investování*. 1. vyd. Praha: Grada, 2009, 656 s. Finanční trhy a instituce. ISBN 978-80-247-2963-3.
- [8] JUREČKA, Václav. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Grada, 2010, 332 s. Expert (Grada). ISBN 9788024732589.
- [9] KOHOUT, Pavel. *Investiční strategie pro třetí tisíciletí*. 6., přeprac. vyd. Praha: Grada, 2010, 292 s. Finance (Grada). ISBN 978-80-247-3315-9.
- [10] KOTLÁN, Igor. *Aplikovaná hospodářská politika*. Vyd. 1. Ostrava: Institut vzdělávání Sokrates, 2001, 97 s. ISBN 80-86572-01-3.
- [11] MISHKIN, Frederic S. *The economics of money, banking and financial markets*. 10th ed. Boston: Pearson, 2013. 622 s. ISBN 01-327-7024-5.
- [12] MUSÍLEK, Petr. *Trhy cenných papírů*. 2., aktualiz a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2011, 520 s. ISBN 9788086929705.

- [13] SVOBODA, Martin, Werner H HEUSSINGER a Christian W RÖHL. *Asset guide: [průvodce finančními indexy]*. Vyd. 1. Brno: Computer Press, c2006, xx, 372 s. ISBN 80-251-1284-5.
- [14] VESELÁ, Jitka. *Investování na kapitálových trzích*. 2. vyd. Praha: Wolters Kluwer, 2011. 789 s. ISBN 978-80-7357-647-9.

### ***Internetové zdroje***

- [15] Börse Frankfurt. *Aktien* [online]. [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: <http://www.boerse-frankfurt.de/de/aktien/indizes/dax+DE0008469008>.
- [16] Deutsche Bundesbank. *Verbraucherpreise* [online]. [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: [http://www.bundesbank.de/SiteGlobals/Forms/Statistik/RtdValues/Rtd\\_Values\\_Formular.html?resourceId=16394&input\\_=198&pageLocale=de&startDate=1970&endDate=2014&startDate=1970&endDate=2014&sortBy=sortUp&sortBy.GROUP=1&searchIssued=0&searchIssued.HASH=971c7823e286140f8876&indicatorId=M.DE.N.P.PC1.PC100.R.I&indicatorId.HASH=45f6a352246561051e95&frequency=M&frequency.HASH=3f1a2cf2a613d053a6e3&listId=rt\\_s311\\_m.de.n.p.pc1.pc100.r.i&listId.HASH=84a3ec92fb315033ffc1&submit=%C3%9Cbernehmen](http://www.bundesbank.de/SiteGlobals/Forms/Statistik/RtdValues/Rtd_Values_Formular.html?resourceId=16394&input_=198&pageLocale=de&startDate=1970&endDate=2014&startDate=1970&endDate=2014&sortBy=sortUp&sortBy.GROUP=1&searchIssued=0&searchIssued.HASH=971c7823e286140f8876&indicatorId=M.DE.N.P.PC1.PC100.R.I&indicatorId.HASH=45f6a352246561051e95&frequency=M&frequency.HASH=3f1a2cf2a613d053a6e3&listId=rt_s311_m.de.n.p.pc1.pc100.r.i&listId.HASH=84a3ec92fb315033ffc1&submit=%C3%9Cbernehmen).
- [17] Deutsche Bundesbank. *Zeitreihen-Datenbanken* [online]. [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: [http://www.bundesbank.de/SiteGlobals/Forms/Statistik/RtdValues/Rtd\\_Values\\_Formular.html?resourceId=16394&input\\_=198&pageLocale=de&startDate=1970&endDate=2014&startDate=1970&endDate=2014&sortBy=sortUp&sortBy.GROUP=1&searchIssued=0&searchIssued.HASH=971c7823e286140f8876&indicatorId=M.DE.N.P.PC1.PC100.R.I&indicatorId.HASH=45f6a352246561051e95&frequency=M&frequency.HASH=3f1a2cf2a613d053a6e3&listId=rt\\_s311\\_m.de.n.p.pc1.pc100.r.i&listId.HASH=84a3ec92fb315033ffc1&submit=%C3%9Cbernehmen](http://www.bundesbank.de/SiteGlobals/Forms/Statistik/RtdValues/Rtd_Values_Formular.html?resourceId=16394&input_=198&pageLocale=de&startDate=1970&endDate=2014&startDate=1970&endDate=2014&sortBy=sortUp&sortBy.GROUP=1&searchIssued=0&searchIssued.HASH=971c7823e286140f8876&indicatorId=M.DE.N.P.PC1.PC100.R.I&indicatorId.HASH=45f6a352246561051e95&frequency=M&frequency.HASH=3f1a2cf2a613d053a6e3&listId=rt_s311_m.de.n.p.pc1.pc100.r.i&listId.HASH=84a3ec92fb315033ffc1&submit=%C3%9Cbernehmen).
- [18] Hossain Academy. *EVIEWS Applications* [online]. [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: <http://www.sayedhossain.com/EVIEWS.html>.
- [19] INVESTICNE.SK. *Čo ste nevedeli o akciovom indexe Deutscher Aktien Index* [online]. [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: <http://www.investicne.sk/2013/06/30/co-ste-nevedeli-o-akciovom-indexe-deutscher-aktien-index/>.

- [20] INVESTOPEDIA.COM. *Inflation's Impact On Stock Returns* [online]. [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: <http://www.investopedia.com/articles/investing/052913/inflations-impact-stock-returns.asp>.
- [21] jakplavejak.cz. *Vektorové autoregrese* [online]. [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: [http://www.jakplavejak.cz/sites/default/files/prilohy/15C\\_EKO\\_fin.pdf](http://www.jakplavejak.cz/sites/default/files/prilohy/15C_EKO_fin.pdf).
- [22] Lukáčik Martin a Juraj Pekár. *Kointegračná analýza v ekonometrii*. Bratislava, 2006. Odborný článok. Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta hospodárskej informatiky, Katedra operačného výskumu a ekonometrie. Dostupný tiež z: <http://www.fhi.sk/files/katedry/kove/veda-vyskum/prace/2006/LukacikPekar2006.pdf>.
- [23] OECD.org. *Monthly Monetary and Financial Statistics* [online]. [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: [http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MEI\\_FIN#](http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MEI_FIN#).
- [24] De.wikipedia. *Verbraucherpreisindex für Deutschland* [online]. [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: <http://de.wikipedia.org/wiki/VerbraucherpreisindexfurDeutschland>.
- [25] De.wikipedia. *Zusammensetzung DAX* [online]. [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: <http://de.wikipedia.org/wiki/DAX#Zusammensetzung>.
- [26] *Zákon č. 90/2012 Sb. ze dne 25. ledna 2012 Zákon o obchodních korporacích*. Praha: Ústav práva a právní vědy, 2014, 112 s. Právo a management. ISBN 978-80-87974-00-1. Dostupný tiež z: <http://zakony.centrum.cz/zakon-o-obchodnich-korporacich>.

## **Zoznam skratiek**

|          |                                     |
|----------|-------------------------------------|
| ADF      | augmented Dickey-Fuller test        |
| AIC      | Akaike informačné kritérium         |
| AR       | autoregresný model                  |
| B        | bázická hodnota indexu              |
| CB       | centrálna banka                     |
| CPI      | Consumer price index                |
| ČR       | Česká republika                     |
| D        | dividenda                           |
| DAX      | Deutscher Aktienindex               |
| DB       | Deutsche Börse                      |
| DF test  | Dickey-Fuller test                  |
| FIFO     | first in first out                  |
| FWB      | Frankfurter Wertpapierbörse         |
| $g$      | očakávaný nominálny rast dividend   |
| $H_0$    | nulová hypotéza                     |
| $H_1$    | alternatívna hypotéza               |
| HCP      | harmonised Index of Consumer Prices |
| HDP      | hrubý domáci produkt                |
| IPD      | Implicit Price Deflator             |
| $k$      | koeficient                          |
| $K_e$    | nominálna požadovaná výnosová miera |
| $K_{en}$ | reálna požadovaná výnosová miera    |
| LCPI     | logaritmus CPI                      |
| LDAX     | logaritmus DAX                      |
| LIFO     | last in first out                   |
| LR-test  | likelihood ratio test               |

|                 |  |
|-----------------|--|
| $m$             | počet premenných v modeli                              |
| MEI             | Main Economic Indicator                                |
| mil.            | milión   |
| $n$             | počet  |
| Obr.            | obrázok  |
| OECD            | Organisation for Economic Co-operation and Development |
| OTC             | over-the-counter market                                |
| $P$             | cený   |
| $p$             | počet oneskorení modelu                                |
| PP test         | Phillips-Perron test                                   |
| PPI             | Producer Price Index                                   |
| PX              | index Burzy cenných papírů Praha                       |
| $Q$             | množstvo   |
| $r$             | kointegračný vektor                                    |
| SC              | Schwarz informačné kritérium                           |
| $T$             | čas  |
| Tab.            | tabuľka  |
| VAR             | vector autoregression                                  |
| VEC             | vector error correction model                          |
| $\pi$           | inflácia   |
| $\varepsilon_t$ | biely šum  |
| $\Phi$          | matica   |

## **Prohlášení o využití výsledků diplomové práce**

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst.3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 25. dubna 2015



Veronika Mariaková

## **ZOZNAM PRÍLOH**

|              |  |
|--------------|--|
| Príloha č. 1 | Vzťah inflácie a kurzov akcií – reálne             |
| Príloha č. 2 | Vstupné dáta                                       |
| Príloha č. 3 | Vstupné dáta po sezónnom očistení a zlogaritmovaní |
| Príloha č. 4 | Určenie dĺžky oneskorenia                          |
| Príloha č. 5 | Johansenov kointegračný test                       |
| Príloha č. 6 | Vektorový model korekcie chyby                     |
| Príloha č. 7 | Diagnostika modelu                                 |
| Príloha č. 8 | Reakcia na impulz                                  |